

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Analýza a predikce finanční výkonnosti podniku z odvětví IT
Financial Performance Analysis and Prediction for Company in IT Industry

Student:

Bc. Patrik Raška

Vedoucí diplomové práce:

prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal

Ostrava 2016

Zadání diplomové práce

Student:

Bc. Patrik Raška

Studijní program:

N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor:

6202T010 Finance

Téma:

Analýza a predikce finanční výkonnosti podniku z odvětví IT
Financial Performance Analysis and Prediction for Company in IT Industry

Jazyk vypracování:

čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Měření finanční výkonnosti
 3. Charakteristika a finanční analýza podniku
 4. Predikce finanční výkonnosti
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

CHAN, Ngai Hang a Hoi Ying WONG. *Simulation techniques in financial risk management*. Hoboken: Wiley, 2006. 220 s. ISBN 0-471-46987-4.

CHERUBINI, Umberto. *Dynamic copula methods in finance*. Chichester: Wiley, 2012. 274 s. ISBN 978-0-470-68307-1.

DLUHOŠOVÁ, Dana a kol. *Nové přístupy a finanční nástroje ve finančním rozhodování*. 1. vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2004. 640 s. ISBN 80-248-0669-X.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal**

Datum zadání: 20.11.2015

Datum odevzdání: 22.04.2016



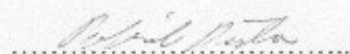
Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem celou práci včetně všech příloh vypracoval samostatně.

V Ostravě dne 22. 4. 2016

A handwritten signature in cursive script, appearing to read 'Patrik Raška', is written over a horizontal dotted line.

Bc. Patrik Raška

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval vedoucímu práce prof. Dr. Ing. Zdeňku Zmeškalovi za jeho ochotný přístup, odborné vedení, podnětné připomínky a cenné rady.

Obsah

Obsah	3
1 Úvod.....	6
2 Měření finanční výkonnosti	7
2.1 Charakteristika ekonomické přidané hodnoty	7
2.2 Náklady kapitálu.....	9
2.2.1 Náklady na vlastní kapitál	9
2.3 Pyramidový rozklad ukazatele EVA	10
2.4 Stochastické procesy.....	12
2.4.1 Wienerův proces.....	12
2.4.2 Itôův proces	12
2.4.3 Mean-reversion procesy	12
2.5 Rozdělení pravděpodobnosti	13
2.5.1 Normální rozdělení pravděpodobnosti	14
2.5.2 Studentovo rozdělení pravděpodobnosti	14
2.5.3 Testování normality reziduí	15
2.6 Statistická verifikace parametrů a modelu.....	16
2.6.1 Test statistické významnosti parametrů	16
2.6.2 Test statistické významnosti modelu.....	16
2.7 Statistický odhad parametrů modelu	17
2.8 Statistická závislost reziduí	18
2.8.1 Kovariance	18
2.8.2 Korelace	19
2.8.3 Choleského algoritmus.....	19
2.9 Simulace Monte Carlo	20
2.10 Statistické charakteristiky souboru hodnot	20

2.11	Kopula funkce	21
3	Charakteristika a finanční analýza podniku	22
3.1	Charakteristika společnosti	22
3.2	Finanční analýza podniku	23
3.2.1	Ukazatele rentability	23
3.2.2	Ukazatele finanční stability a zadluženosti	25
3.2.3	Ukazatele likvidity	28
3.2.4	Ukazatele aktivity	29
3.2.5	Zhodnocení finanční situace podniku	32
3.3	Analýza výkonnosti pomocí ekonomické přidané hodnoty	33
3.3.1	Stanovení nákladů vlastního kapitálu	33
3.3.2	Výpočet ukazatele ekonomické přidané hodnoty	34
3.3.3	Pyramidový rozklad ukazatele EVA	35
4	Predikce finanční výkonnosti	37
4.1	Statistický odhad vstupních parametrů modelů	37
4.1.1	Odhad parametrů ukazatele EAT/T	37
4.1.2	Odhad parametrů ukazatele T/DNM	39
4.1.3	Odhad parametrů ukazatele DNM/VK	41
4.1.4	Odhad parametrů ukazatele R_E	43
4.1.5	Odhad parametrů ukazatele VK	44
4.2	Vzájemná závislost mezi rezidui ukazatelů	46
4.2.1	Choleského matice	47
4.3	Rovnice dílčích ukazatelů	48
4.4	Predikce EVA_{EQUITY} za předpokladu reziduí odpovídajících normálnímu rozdělení	
	50	
4.4.1	Simulace EVA_{EQUITY} pro 1. čtvrtletí roku 2016	50
4.4.2	Simulace EVA_{EQUITY} pro 2. – 4. čtvrtletí roku 2016	53

4.5	Simulace EVA_{EQUITY} za předpokladu reziduí odpovídajících Studentovu rozdělení	56
4.6	Srovnání predikce dle normálního a Studentova rozdělení	60
5	Závěr.....	62
	Seznam použité literatury.....	64
	Seznam použitých zkratk	66
	Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	68
	Seznam příloh	70

1 Úvod

Vlivem stále se zostřující konkurence mezi podniky roste tlak na efektivní zacházení s disponibilními zdroji. Spolu s tím, že stále více roste poměr vlastníků firem, jež vlastnictví společností považují pouze za investici s účelem zhodnotit finanční prostředky, pak roste důraz na dosahování co nejvyššího zisku pokud možno v co nejkratším období. Následkem toho se zvyšuje zájem o měření finanční výkonnosti podniků, a to jak ze strany vlastníků, tak také ze strany managementu, který má za úkol dosahovat stanovených finančních cílů.

V minulosti bylo pro měření finanční výkonnosti využíváno takřka výhradně skupiny tradičních ukazatelů, které vycházejí z účetních dat, a v úvahu se berou pouze explicitně stanovené náklady na dosažení zisku. To se ale změnilo v průběhu 90. let, kdy v USA došlo k velkému rozvoji ukazatelů, které jsou odvozeny od ekonomického zisku, tento v mikroekonomii již déle známy pojem je označením pro zisk po odečtení jak explicitních, tak implicitních nákladů, které lze označit jako náklady obětované příležitosti. Pokud se subjekt rozhodne pro jednu investici, pak obětuje možnost dosažení zisku v ostatních realizovatelných investicích. Začal se proto užívat ukazatel ekonomické přidané hodnoty, který poměruje dosažený zisk s náklady kapitálu, jejichž výše je odvozena z kapitálové struktury podniku, rizikovosti odvětví, alternativního výnosu vloženého kapitálu.

Jak vlastníci, tak management svá současná rozhodnutí činí na základě budoucích očekávaných peněžních toků, vzhledem k tomu se jeví jako velmi důležitý odhad těchto budoucích toků. Cílem této práce je tedy provést a ověřit predikci finanční výkonnosti zvoleného podniku pomocí ukazatele ekonomické přidané hodnoty, jež působí v odvětví IT. Pro predikci je potřeba analyzovat historický vývoj a zjistit a posléze kvantifikovat faktory, kterými je ovlivněn predikovaný ukazatel.

Diplomová práce je rozdělena do pěti kapitol, kdy ve druhé kapitole je kromě měření finanční výkonnosti popsána i metodologie potřebná k samotné predikci finanční výkonnosti. Ve třetí kapitole je představena zvolená společnost, a také je provedena její finanční analýza pomocí tradičního přístupu, tedy prostřednictvím poměrových ukazatelů. Poté je v kapitole analyzován ukazatel ekonomické přidané hodnoty této společnosti, načež je aplikován pyramidový rozklad tohoto ukazatele, sloužící ke zjištění klíčových faktorů. Ve čtvrté kapitole jsou odhadnuty parametry stochastických modelů, jež jsou využity pro predikci ukazatele ekonomické přidané hodnoty, a tyto predikované hodnoty jsou popsány pomocí statistických charakteristik.

2 Měření finanční výkonnosti

Finanční výkonnost podniku je bezesporu důležitým ukazatelem pro rozličné skupiny subjektů, mj. investory, věřitele, vlastníky a management podniku. Měření finanční výkonnosti prošlo v minulosti dynamickým vývojem, a je mu přisuzována stále větší důležitost. Samotné řízení podniku se tedy v současnosti ve velké míře odvíjí od ukazatelů finanční výkonnosti.

V této kapitole budou popsány přístupy k měření finanční výkonnosti podniku, jejich rozdíly a vývoj čase. Vzhledem k zaměření práce bude pozornost věnována zejména ukazateli ekonomické přidané hodnoty (EVA), jeho pyramidovému rozkladu a metodám potřebným k predikci tohoto ukazatele. Při zpracování kapitoly je vycházeno z Chan, Wong (2006), Cherubini (2011), Dluhošová (2004), Viebig, Poddig a Varmaz (2008) a Zmeškal (2013).

2.1 Charakteristika ekonomické přidané hodnoty

Měření finanční výkonnosti se provádí pomocí ukazatelů, které lze rozdělit do několika skupin. Do skupiny tradičních ukazatelů patří např. rentabilita vlastního kapitálu (ROE), rentabilita aktiv (ROA) a mnoho dalších ukazatelů rentability. Tyto lze charakterizovat jako poměrové ukazatele, jež vychází z účetních dat. Nejsou zde patrné faktory, které by měly za následek, že bude zohledněna rizikovost podnikání a kapitálová struktura podniku.

Další skupinou jsou ukazatele založené na peněžních tocích, zde jsou řazeny mj. ukazatel čisté současné hodnoty (NPV) či rentabilita investic vyjádřena v peněžních tocích (CFROI). V této skupině je již patrná přítomnost nákladů kapitálu a podstupovaného rizika, jakož i schopnost podniku generovat peněžní toky.

V případě, že je, kromě respektování nákladů kapitálu a rizika, ještě zohledněna i tvorba přidané hodnoty pro vlastníky, pak se jedná o skupinu hodnotově založených ukazatelů. Do této skupiny patří tržní přidaná hodnota (MVA), tedy rozdíl mezi tržní hodnotou a kapitálem podniku, a ekonomickou přidanou hodnotou jako rozdíl mezi výnosem kapitálu a náklady kapitálu. K rozvoji této oblasti došlo zejména v 90. letech ve Spojených státech amerických, o který se zasloužila společnost Stern Stewart & Co., ačkoliv tato koncepce ekonomického zisku byla představena v rámci mikroekonomie již dříve. Za zisk bývá označována část výnosů po odečtení explicitních nákladů. V případě ekonomického zisku je však odečtena také výše implicitních nákladů, tedy nákladů obětovaných příležitostí. V rámci tohoto

konceptu tedy může dojít ke stavu, kdy podnik sice dosahuje účetního zisku, avšak po odečtení implicitních nákladů se z kladných hodnot dostaneme do záporu. V této situaci vlastník nedosahuje ekonomického zisku, a efektivnější by bylo, kdyby své zdroje přesunul jinam, kde by dosáhl vyšší míry výnosnosti. Z tohoto důvodu se řízení mnoha podniků začalo soustředit na hodnotové ukazatele, aby management podniku zařídil, že vlastnictví tohoto podniku bude pro vlastníky ekonomicky rentabilní.

V rámci stanovení ekonomické přidané hodnoty existují dva přístupy. Prvním je stanovení EVA_{ENTITY} , tedy ekonomické přidané hodnoty, která je rozdílem zisku a nákladů vztahených k hodnotě celkového podnikového kapitálu. Vztah je definován takto:

$$EVA = NOPAT - WACC \cdot C, \quad (2.1)$$

kde $NOPAT$ je čistý provozní zisk po zdanění, $WACC$ je průměrný vážený náklad kapitálu a C je výše podnikového kapitálu. V tomto vyjádření je výsledkem ekonomická přidaná hodnota podniku, avšak vypovídací schopnost pro porovnání podniků na bázi ekonomické přidané hodnoty je velmi ovlivněna, neboť různé podniky disponují různě vysokými hodnotami podnikového kapitálu. Pro toto porovnání by bylo vhodnější ukazatel upravit na vztah, který je vyjádřením poměru EVA na jednotku disponibilního podnikového kapitálu. Tento vztah lze zapsat jako:

$$\frac{EVA}{C} = ROC - WACC, \quad (2.2)$$

kde ROC je rentabilita podnikového kapitálu, tedy poměrem již zmíněného čistého provozního zisku po zdanění na jednotku podnikového kapitálu. Tento vztah je vhodný pro porovnání podniků, při němž nechceme zvýhodňovat podniky s nízkým kapitálem a naopak, neboť je zde možno měřit finanční výkonnost jako ekonomickou přidanou hodnotu dosaženou pro jednu jednotku kapitálu. Tento vztah je však ovlivněn kapitálovou strukturou podniku, protože je počítáno s kapitálem jako celkem. Vzhledem k tomu, že při likvidaci podniku je upřednostněno právo věřitelů, kteří jsou spojeni s cizím kapitálem, a stejně tak při běžném chodu podniku dochází nejprve k vypořádání nákladů na cizí kapitál, jehož výše či způsob výpočtu jeho výše bývá pevně stanoven, pak náklady vlastního kapitálu bývají vyšší než náklady cizího kapitálu. Tedy u podniku, u kterého by bylo dosaženo, i nepřiměřeně nízké velikosti vlastního kapitálu by paradoxně po nějaký čas mohlo být dosaženo vyšší hodnoty ekonomické rentability. Možností pak je poměřovat EVA vzhledem k vlastnímu kapitálu, neboť jak již bylo řečeno, náklady cizího kapitálu bývají jasně stanoveny a na rozdíl od vlastníků podniku, tito investoři pro uspokojení svých nároků nemusejí čekat na kladný výsledek hospodaření.

Tento vztah označován jako relativní vyjádření EVA_{EQUITY} pak lze zapsat jako:

$$\frac{EVA}{E} = ROE - R_E, \quad (2.3)$$

kde ROE je rentabilita vlastního kapitálu, R_E jsou náklady vlastního kapitálu a E je výše vlastního kapitálu. Takovýto vztah je vyjádřením EVA na jednotku vlastního kapitálu, a tedy je informací pro vlastníky, kolik jednotek EVA připadne na jednotku vlastního kapitálu, jinými slovy je rozdílem mezi dosaženým ziskem a nákladem vlastního kapitálu, kde obě tyto veličiny jsou vyjádřeny rovněž ve výši vztažené k jednotce vlastního kapitálu. Takovýto vztah je tedy vhodný pro porovnání ekonomické rentability mezi podniky. Avšak pokud by v takovéto situaci došlo ke snížení vlastního kapitálu, pak ceteris paribus by došlo k růstu takto vyjádřené ekonomické rentability. Proto pro porovnání vývoje v čase, které je zaměřením této práce bude využit vztah:

$$EVA = (ROE - R_E) \cdot E. \quad (2.4)$$

2.2 Náklady kapitálu

Na náklady kapitálu lze nahlížet ze dvou pohledů. Prvním je pohled investorů, pro které znamená dosaženou míru výnosu u vložených prostředků. Pro podnik samotný, naopak představuje skutečně náklad, který musí za získání kapitálu obětovat. Aby byla podnikem generována ekonomická přidaná hodnota, tedy kladná EVA, pak je náklad kapitálu spodní hranicí pro míru výnosnosti tohoto kapitálu. Vztah pro náklad kapitálu podniku (WACC) je váženým průměrem nákladů kapitálu jednotlivých složek na celkovém kapitálu:

$$WACC = \frac{R_D(1-t) \cdot D + R_E \cdot E}{D + E}, \quad (2.5)$$

kde R_D je nákladem úročeného cizího kapitálu, t je daňová sazba, D je úročený cizí kapitál, R_E je náklad vlastního kapitálu a E je vlastní kapitál. Vztah $(1-t)$ je tedy daňovým štítem, který je vyjádřením výše nákladu dluhu po daňovém uplatnění úrokových nákladů. Součet $D+E$ je pak vyjádřením celkového investovaného kapitálu.

2.2.1 Náklady na vlastní kapitál

Existuje více způsobů určení výše nákladů na vlastní kapitál. Z pohledu vlastníků a vnímání nákladu vlastního kapitálu jako míry požadovaného výnosu lze využít model CAPM,

vztah CAPM-SML beta verze modelu je následující:

$$E(R_E) = R_F + \beta_E \cdot [E(R_M) - R_F], \quad (2.6)$$

kde R_F je bezriziková sazba, β_E je koeficient citlivosti dodatečného výnosu vlastního kapitálu na dodatečný výnos tržního portfolia, $E(R_M)$ je očekávaný výnos tržního portfolia. Pro využití tohoto modelu je předpokladem přiměřená tržní situace.

Vzhledem k nepříznivé tržní situaci ve sledovaném období, a rovněž vysokému výplatnímu poměru, tedy poměru vyplacených dividend k dosaženému zisku podniku, bude pro výpočet EVA v dalších částech práce využit Gordonův dividendový diskontní model. Dividendy jsou skutečnými peněžními toky, které vyplácí podnik, tedy představují pro podnik náklad na vlastní kapitál, zároveň jsou výnosem pro vlastníky. Při vysokém výplatním poměru lze tyto toky použít k aproximování nákladů vlastního kapitálu. Přičemž bude předpokládáno, že hodnota akcie odpovídá jejímu tržnímu ohodnocení. Obecně vztah pro dividendový diskontní model (DDM) je následující:

$$ShareValue = \frac{DIV_1}{(1+R)^1} + \frac{DIV_2}{(1+R)^2} + \dots + \frac{DIV_n}{(1+R)^n}, \quad (2.7)$$

kde $ShareValue$ je hodnota akcie, DIV je výše dividendy na jednu akcii, R je požadovaný výnos. S předpokladem rovnosti mezi hodnotou akcie a její tržní cenou, a růstovým faktorem, který je vyjádřením očekávání investorů o míře růstu dividend. Substitucí nákladů vlastního kapitálu za požadovanou míru výnosu a vyjádřením pro jedno období, pak lze vztah pro náklad vlastního kapitálu zapsat takto:

$$R_E = \frac{DIV}{P} + g, \quad (2.8)$$

kde P je cena akcie, g je očekávaná míra růstu dividend. Takto zapsaný model vyjadřuje míru výnosu pro vlastníky v daném období.

2.3 Pyramidový rozklad ukazatele EVA

Při posuzování historického vývoje ekonomické přidané hodnoty podniku lze vyjádřit velikost vlivů jednotlivých faktorů, které byly důvodem změny vrcholového ukazatele. V případě, že lze vazby mezi těmito dílčími ukazateli exaktně matematicky vyjádřit, se pak jedná o pyramidový rozklad, neboť vrcholový ukazatel tvoří vrchol pyramidy dílčích ukazatelů. Platí, že změna analyzovaného ukazatele je sumou vlivů dílčích ukazatelů na analyzovaný ukazatel:

$$\Delta y_x = \sum_i \Delta x_{a_i}, \quad (2.9)$$

kde x je analyzovaný ukazatel, Δy_x je přírůstek vlivu analyzovaného ukazatele, a_i je dílčí vysvětlující ukazatel, Δx_{a_i} je vliv dílčího ukazatele a_i na analyzovaný ukazatel x . Analyzovat lze jak absolutní:

$$\Delta x_{abs} = x_1 - x_0, \quad (2.10)$$

tak relativní odchylku:

$$\Delta x_{rel} = \frac{x_1 - x_0}{x_0}. \quad (2.11)$$

Kromě sporadicky se vyskytujících exponenciálních vazeb se v pyramidových soustavách vyskytuje aditivní a multiplikativní vazba. Vyčíslení vlivů jednotlivých ukazatelů je u aditivní vazby následující:

$$\Delta x_{a_i} = \frac{\Delta a_i}{\sum_i \Delta a_i} \cdot \Delta y_x, \quad (2.12)$$

tedy platí, že vliv přírůstku dílčího ukazatele na přírůstek vrcholového ukazatele je poměrem přírůstku dílčího ukazatele k sumě přírůstků dílčích ukazatelů. Pro vyčíslení vlivu je možno využít pět metod rozkladu, tyto metody se liší u multiplikativní vazby mezi ukazateli, neboť pro aditivní vazbu platí stále stejný, již zmíněný vztah. U těchto metod platí, že mají různé výhody či nevýhody, a podle těchto charakteristik by měla být vybrána vhodná metoda.

Nejjednodušší je aplikace **metody postupných změn**, ovšem u této metody je nevýhodou, že výsledky jsou závislé na pořadí jednotlivých ukazatelů. Tato nevýhoda není přítomna u **metody rozkladu se zbytkem**, ale je zde výskyt zbytkové složky, kterou nelze vhodným způsobem přiřadit či interpretovat. Oba tyto problémy nevznikají při použití **logaritmické metody**, nicméně podmínkou pro využití této metody jsou pouze kladné hodnoty indexů (podíl ukazatelů ve dvou obdobích), což při možnosti dosažení ztráty v jednom z období nelze splnit. Při použití **metody funkcionální analýzy** je navíc odstraněn problém záporných ukazatelů, neboť lze provádět výpočty i se zápornými hodnotami. V této metodě je využit princip obecného Taylorova rozvoje, který je závislý na počtu proměnných. V případě **integrální metody** je využit pouze Taylorův rozvoj 1. stupně, tedy lineární složka, výpočet je proto jednodušší, nicméně vzhledem k tomu, že pro kladné indexy je zjištěna blízkost výsledků logaritmické a funkcionální metody, bude v následujících částech práce využita funkcionální metoda. Vztahy potřebné pro funkcionální analýzu tří faktorů jsou následující:

$$\Delta x_{a_1} = \frac{1}{R_x} \cdot R_{a_1} \cdot \left(1 + \frac{1}{2} \cdot R_{a_2} + \frac{1}{2} \cdot R_{a_3} + \frac{1}{3} \cdot R_{a_2} \cdot R_{a_3} \right) \cdot \Delta y_x, \quad (2.13)$$

$$\Delta x_{a_2} = \frac{1}{R_x} \cdot R_{a_2} \cdot \left(1 + \frac{1}{2} \cdot R_{a_1} + \frac{1}{2} \cdot R_{a_3} + \frac{1}{3} \cdot R_{a_1} \cdot R_{a_3} \right) \cdot \Delta y_x, \quad (2.14)$$

$$\Delta x_{a_3} = \frac{1}{R_x} \cdot R_{a_3} \cdot \left(1 + \frac{1}{2} \cdot R_{a_1} + \frac{1}{2} \cdot R_{a_2} + \frac{1}{3} \cdot R_{a_1} \cdot R_{a_2} \right) \cdot \Delta y_x. \quad (2.15)$$

2.4 Stochastické procesy

Náhodný vývoj veličiny v čase je označován jako stochastický proces. Stochastických modelů využívaných pro popis náhodného vývoje lze rozlišit mnoho, vždy se však řídí určitým rozdělením pravděpodobnosti, nejčastěji to bývá normované normální rozdělení $N(0,1)$.

2.4.1 Wienerův proces

Základním prvkem stochastických procesů je specifický Wienerův proces, tento lze zapsat jako:

$$\tilde{z}_{0+dt} - z_0 = dz = \tilde{\varepsilon} \cdot \sqrt{dt}, \quad (2.16)$$

kde dt je nekonečně malá změna času, $\tilde{\varepsilon}$ je náhodná proměnná z normovaného normálního rozdělení $N(0,1)$, jelikož je střední hodnota tohoto rozdělení nulová, pak rozptyl odpovídá změně času, a směrodatnou odchylku lze vyjádřit jako odmocninu změny času $\sigma(dz) = \sqrt{dt}$. Pro vývoj veličiny za k intervalů, které mají shodnou délku dt , je pak vztah následující:

$$\tilde{z}_T - z_0 = \sum_{i=1}^k \tilde{\varepsilon}_i \cdot \sqrt{dt}, \quad (2.17)$$

kde T je počet intervalů k násobený délkou dt .

2.4.2 Itôův proces

Obecným typem stochastických procesů je Itôův proces, tento proces je vyjádřen pomocí dvou složek, trendové a reziduální. Reziduální složka zahrnuje Wienerův proces. Itôův proces lze zapsat jako:

$$dx = a(x;t) \cdot dt + b(x;t) \cdot dz, \quad (2.18)$$

kde dx je změna proměnné x , $a(x;t)$ je přírůstek, $b(x;t)$ je směrodatná odchylka změny proměnné.

2.4.3 Mean-reversion procesy

Tyto procesy jsou charakteristické svou dlouhodobou tendencí k návratu ke střední hodnotě. Vzhledem k tomu jsou mean-reversion modely používány především pro

modelování úrokových sazeb. Vývoj poměrových ukazatelů v čase nicméně také vykazuje známky návratu ke střední hodnotě, a proto budou některé z dále uvedených modelů využity při predikci ekonomické přidané hodnoty. Samotné modely pak vycházejí z Itôova procesu, kdy modely jsou charakterizovány zejména parametrem dlouhodobé rovnováhy a parametrem rychlosti přibližování k dlouhodobé rovnováze. Mezi nejznámější modely patří Ho-Leeův model, Vašíčkův model, Cox-Ingersoll-Rossův model a Schwartzův model.

Ho-Leeův model lze ve spojitě verzi vyjádřit jako:

$$dr = \theta(t) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{Z}, \quad (2.19)$$

kde r je úroková sazba, σ je směrodatná odchylka výnosu úrokových sazeb a funkce $\theta(t)$ je zvolena tak, aby výsledná křivka budoucích výnosů odpovídala běžné termínové struktuře.

Vašíčkův model je pojmenován po českém matematikovi Oldřichu Vašíčkovi, vztah pro úrokové sazby lze zapsat takto:

$$dr = a \cdot (b - r) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{Z}, \quad (2.20)$$

kde a je parametr rychlosti přibližování k dlouhodobé rovnováze, b je parametr dlouhodobé rovnováhy.

V **Cox-Ingersoll-Rossově modelu** je oproti Vašíčkovu modelu navíc \sqrt{r} , tedy druhá odmocnina úrokových sazeb, což má za následek, že s růstem úrokových sazeb bude docházet k zvyšování rozptylu úrokových sazeb. Vzhledem k této modifikaci oproti Vašíčkovu modelu je také zajištěno, že v modelu nebude zaznamenán výskyt záporných úrokových sazeb. Model je dán vztahem:

$$dr = a \cdot (b - r) \cdot dt + \sigma \cdot \sqrt{r} \cdot d\tilde{Z}, \quad (2.21)$$

Schwartzův model je modelem, který zajišťuje výskyt pouze kladných hodnot, přičemž toto je zajištěno díky logaritmické složce modelu, který lze vyjádřit jako:

$$dx = a \cdot (b - \ln x) \cdot x \cdot dt + \sigma \cdot x \cdot d\tilde{Z}. \quad (2.22)$$

2.5 Rozdělení pravděpodobnosti

Při simulování vývoje veličiny se pracuje s náhodnou složkou, kde tato složka je rozdílem mezi skutečnou hodnotou a hodnotou predikovanou. Pro samotnou simulaci je potřeba znát či vhodně zvolit rozdělení náhodné veličiny, neboť ovlivňuje rozdělení výsledků predikce.

2.5.1 Normální rozdělení pravděpodobnosti

Jedním z nejčastěji se vyskytujících rozdělení pravděpodobnosti u náhodných složek je normální rozdělení. Hustotu pravděpodobnosti normálního rozdělení lze zapsat jako:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, x \in (-\infty; \infty), \quad (2.23)$$

kde μ je střední hodnota, σ je směrodatná odchylka. Tedy normální rozdělení lze charakterizovat pomocí střední hodnoty a rozptylu či směrodatné odchylky. Normální rozdělení je symetrické kolem střední hodnoty, kdy střední hodnota je zároveň maximem, mediánem i nejčastější hodnotou prvků souboru.

Distribuční funkci normálního rozdělení pak lze vyjádřit jako:

$$F(x) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt. \quad (2.24)$$

Pro určení hodnoty distribuční funkce je zapotřebí řešit složitý integrál, navíc je zde problém porovnávání souborů či testování rozdělení pro soubory s odlišnými parametry, což jsou jedny z důvodů, proč se využívá normované normální rozdělení. Tato transformace je řešena pomocí vztahu:

$$U = \frac{X - \mu}{\sigma}. \quad (2.25)$$

Po transformaci je funkce hustoty pravděpodobnosti dána vztahem:

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}, u \in (-\infty; \infty), \quad (2.26)$$

zatímco distribuční funkci normovaného normálního rozdělení lze zapsat jako:

$$F(u) = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt. \quad (2.27)$$

2.5.2 Studentovo rozdělení pravděpodobnosti

Studentovo rozdělení pravděpodobnosti bylo definováno Williamem S. Gossetem pod pseudonymem Student jako rozdělení pravděpodobnosti pro menší počty pozorování. Kromě střední hodnoty a směrodatné odchylky je Studentovo rozdělení pravděpodobnosti definováno navíc stupni volnosti, což je parametr, pomocí něhož je určena špičatost, potažmo výskyt odlehlých či extrémních hodnot. Funkci hustoty pravděpodobnosti Studentova rozdělení lze zapsat jako:

$$f(x) = \frac{\left(\frac{v}{v+x^2}\right)^{\frac{v+1}{2}}}{\sqrt{v} B\left(\frac{v}{2}; \frac{1}{2}\right)}, \quad (2.28)$$

kde v je počet stupňů volnosti, B je beta funkce, kterou lze pro oba kladné parametry p, q zapsat jako:

$$B(p, q) = \frac{(p-1)!(q-1)!}{(p+q-1)!}. \quad (2.29)$$

Distribuční funkci Studentova rozdělení lze vyjádřit jako:

$$F(x) = \frac{1}{2} I_{\frac{v}{x^2+v}}\left(\frac{v}{2}; \frac{1}{2}\right), \quad (2.30)$$

kde I je neúplná beta funkce, jejíž vztah lze zapsat jako:

$$I_a(p; q) = \frac{B(a; p; q)}{B(p; q)}. \quad (2.31)$$

2.5.3 Testování normality reziduí

Pro využití některých metod či k ověření normálního rozdělení náhodné složky lze využít grafické či neparametrické testy normality. K tomuto testování lze použít software SPSS (Statistical Package for the Social Sciences). Jednou z možností pro grafické testování je využití Q-Q grafu. Q-Q graf je zkratka pro kvantil-kvantil graf, tento graf je tedy zobrazením zjištěných kvantilů a kvantilů teoretických, které jsou příslušné normálnímu rozdělení.

Jedním z testů pro normalitu reziduí je Kolmogorův-Smirnovův jednovýběrový test, jedná se o neparametrický test, jehož kritériem jsou rozdíly mezi teoretickou a empirickou distribuční funkcí. Stanovení hypotéz:

H_0 : distribuční funkce rozdělení náhodného výběru odpovídá normálnímu rozdělení,

H_1 : distribuční funkce rozdělení náhodného výběru neodpovídá normálnímu rozdělení.

Platí, že pokud je vypočtená statistika menší, než kritická hodnota stanovená dle hladiny významnosti, pak na stanovené hladině významnosti nelze zamítnout nulovou hypotézu o normálním rozdělení souboru. Vztah pro testovací statistiku je následující:

$$KS_{\text{vp}} = D, \quad (2.32)$$

kde D je maximální zjištěná vzdálenost empiricky zjištěné distribuční funkce od teoretické distribuční funkce normálního rozdělení, a tato statistika je porovnána s kritickými hodnotami, které jsou tabelovány.

2.6 Statistická verifikace parametrů a modelu

Ověření statistické významnosti odhadovaných parametrů či modelů je důležitou součástí každé formulace modelu. Pro ověření jednotlivých parametrů je využit t-test, pro ověření modelu jako celku pak F-test.

2.6.1 Test statistické významnosti parametrů

Nejprve je nutné formulovat hypotézy:

$H_0: \beta_i = 0$, tedy odhadnuté parametry jsou statisticky nevýznamné, pro $i=0, 1 \dots n$,

$H_A: \beta_i \neq 0$, odhadnuté parametry jsou statisticky významné, pro $i=0, 1 \dots n$.

Samotný test je proveden pomocí t-statistiky za předpokladu, že tato statistika odpovídá Studentovu rozdělení pravděpodobnosti s df -stupni volnosti. Výpočet testovací statistiky lze zapsat jako:

$$t_{df}^{vp} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{SE_{\hat{\beta}_i}}, \quad (2.33)$$

kde $SE_{\hat{\beta}_i}$ je odhad směrodatné odchylky parametru $\hat{\beta}_i$. Tato vypočtená statistika je posléze porovnána s kritickou hodnotou, pro jejíž výpočet platí vztah:

$$t_{\alpha/2; df}^{krit} = ST_{df}^{-1}(\alpha/2), \quad (2.34)$$

kde $ST_{df}^{-1}(\alpha/2)$ je hodnota inverzní funkce k distribuční funkci Studentova rozdělení na hladině pravděpodobnosti $\alpha/2$ s df -stupni volnosti. V případě, že hodnota vypočtené statistiky je vyšší než hodnota kritické statistiky, pak na zvolené hladině významnosti zamítáme nulovou hypotézu, a lze říci, že parametr je na dané hladině významnosti statisticky významný a naopak.

2.6.2 Test statistické významnosti modelu

Hypotézy F-testu jsou obdobné jako u t-testu s tím, že se testuje významnost několika parametrů najednou, pokud by v modelu byly obsaženy pouze dvě vysvětlující proměnné např. konstanta a jeden parametr,

pak by vztah byl následující:

$$H_0: \hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 = 0$$

$$H_A: \hat{\beta}_0 \neq 0 \text{ nebo } \hat{\beta}_1 \neq 0.$$

V případě, že by model obsahoval více parametrů, platí stejný princip, tedy u obou hypotéz by došlo k rozšíření počtu parametrů, avšak logika hypotéz by byla nezměněna, tzn. buď všechny parametry rovny nule, nebo alespoň jeden nenulový. Za předpokladu, že statistika odpovídá Fisherovu-Snedecorovu rozdělení pravděpodobnosti, pak lze vztah pro výpočet F-statistiky zapsat jako:

$$F_{df_1; df_2}^{vyp} = \frac{ESS / df_1}{RSS / df_2}, \quad (2.35)$$

kde ESS je rozptyl, který je vysvětlen pomocí regresní funkce, RSS je rozptyl, který je přiřazen náhodné složce, df_1 je počet stupňů volnosti odpovídající počtu nezávislých proměnných v modelu zvýšených o jednu, df_2 je počet stupňů volnosti odpovídající rozdílu mezi počtem pozorování a již zmíněné hodnotě nezávislých proměnných zvýšených o jedna. Rozhodovací pravidlo je obdobné jako u t-testu, tudíž pokud je hodnota vypočtené statistiky vyšší než je hodnota kritické statistiky, pak na zvolené hladině významnosti zamítáme nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu jako celku.

2.7 Statistický odhad parametrů modelu

V této práci je pro odhad jednotlivých parametrů modelu využitého v simulaci použita metoda nejmenších čtverců. Modely jsou dále již vyjádřeny v diskrétní verzi, neboť tato bude v práci využita. Princip této metody spočívá v minimalizaci součtu čtverců náhodné složky, kdy tento vztah lze zapsat jako:

$$\min \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2 = \min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2, \quad (2.36)$$

kde ε je reziduální odchylka, y_t jsou naměřené hodnoty, \hat{y}_t jsou hodnoty vyrovnané regresí. Využití této metody pro odhad parametrů Vašíčkova modelu podle vztahu (2.20) je podmíněno lineárním tvarem modelu, z toho důvodu je zavedena substituce dle vztahů:

$$\alpha = a \cdot b \cdot \Delta t, \quad (2.37)$$

$$\beta = -a \cdot \Delta t. \quad (2.38)$$

Lineární tvar Vašíčkova modelu pro odhad ukazatele je tedy po substituci následující:

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \cdot U_{t-1} + \sigma \cdot \tilde{z} \cdot \sqrt{\Delta t}, \quad (2.39)$$

kde ΔU_t je změna vybraného ukazatele mezi dvěma obdobími. Reziduální odchylka pro regresní metodu nejmenších čtverců lze vyjádřit jako:

$$\varepsilon_t = \Delta U_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot U_{t-1}). \quad (2.40)$$

Pro odhad parametrů Schwartzova modelu je využito stejné substituce, tedy vztahů (2.37) a (2.38), přičemž tvar tohoto modelu lze zapsat jako:

$$\frac{\Delta U_t}{U_t} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot \ln U_{t-1} + \sigma \cdot \tilde{z} \cdot \sqrt{\Delta t}. \quad (2.41)$$

Vztah reziduální odchylky je pak následující:

$$\varepsilon_t = \frac{\Delta U_t}{U_t} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot \ln U_{t-1}). \quad (2.42)$$

Pro oba modely pak platí vztah k určení směrodatné odchylky, který lze zapsat jako:

$$\sigma = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\Delta t}} = \sqrt{\frac{\frac{1}{N} \sum_t \varepsilon_t^2}{\Delta t}}. \quad (2.43)$$

S využitím vztahů (2.37) až (2.44) lze provést statistický odhad parametrů jednotlivých modelů, které budou posléze využity k predikci hodnot. Pro odhad parametrů je použit nástroj *Regrese* v programu MS Excel, při stanovení hladiny významnosti 5 %.

2.8 Statistická závislost reziduí

Náhodné veličiny mohou být nezávislé, či mezi nimi může existovat statistická závislost. Určení závislosti náhodných veličin je důležité pro simulaci, neboť tato by při nezohlednění těchto vazeb mezi jednotlivými ukazateli byla zkreslena.

2.8.1 Kovariance

Jednou z možností, jak určit statistickou závislost a popsat ji, je použití kovariance. Obecný vztah pro kovarianci náhodných veličin lze zapsat jako:

$$\text{cov}(x, y) = E\{[x - E(x)] \cdot [y - E(y)]\}, \quad (2.44)$$

tedy kovarianci mezi náhodnými složkami x a y lze vyjádřit jako střední hodnotu odchylky x vynásobeného odchylkou y . Kovarianci jedné složky lze označit za rozptyl této složky. Pokud je kovariance kladná, pak platí, že vyšší hodnoty jedné složky jsou svázány s vyššími hodnotami složky druhé a naopak. Pokud je kovariance záporná, pak platí, že vyšší hodnoty jedné složky jsou svázány s nižšími hodnotami druhé složky a naopak. Z hodnot kovariance

lze tedy usuzovat, zda jsou veličiny závislé a kterým směrem, nicméně nelze interpretovat, jak silně jsou závislé.

2.8.2 Korelace

Pro interpretování síly závislosti lze využít korelaci. Vztah pro korelaci je upraven z kovariančního vztahu, který je dán do poměru k odmocnině z rozptylů obou složek, vztah lze vyjádřit jako:

$$\rho_{xy} = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sqrt{\text{var } x \cdot \text{var } y}}, \quad (2.45)$$

kde tento korelační koeficient může nabývat hodnot od -1 do 1, a platí, že pokud by byl koeficient roven jedné, pak jsou složky dokonale pozitivně korelovány, a jejich vývoj je naprosto shodný. Obdobně lze interpretovat opačné hodnoty, čím více jsou hodnoty korelačního koeficientu různé od nuly, tím vyšší je dosažená statistická závislost.

2.8.3 Choleského algoritmus

Pro zohlednění statistické závislosti mezi rezidui je v simulaci využita Choleského algoritmus. Pomocí tohoto algoritmu je získán náhodný vektor závislých proměnných, kdy vztah pro vektor závislých proměnných lze zapsat jako:

$$\bar{\varepsilon}^T = \bar{e}^T \cdot P, \quad (2.46)$$

kde $\bar{\varepsilon}$ je vektor závislých náhodných proměnných, \bar{e} je vektor nezávislých náhodných proměnných, P je Choleského dekompoziční matice. Vztah mezi touto dekompoziční maticí a kovarianční maticí lze zapsat jako:

$$C = P \cdot P^T, \quad (2.47)$$

kde C je kovarianční matice, která vyjadřuje statistickou závislost mezi proměnnými. Vztahy potřebné pro výpočet matice P jsou následující:

$$p_{ii} = \left(p_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} p_{ki}^2 \right)^{1/2}, \quad \text{pro } i = 1, 2, \dots, N \quad (2.48)$$

$$p_{ij} = \left(p_{ij} - \sum_{k=1}^{i-1} p_{ki} \cdot p_{kj} \right) \cdot p_{ii}^{-1}, \quad \text{pro } 1 \leq i < j \leq N, \quad (2.49)$$

$$p_{ij} = 0, \quad \text{pro } i > j, \quad i, j = 1, 2, \dots, N. \quad (2.50)$$

2.9 Simulace Monte Carlo

Vzhledem k tomu, že predikce ukazatele je typem úlohy, která je řešena za rizika a nejistoty, lze vstupní parametry popsat pomocí rozdělení pravděpodobnosti. Pro predikci rozdělení pravděpodobnosti je využita simulační metoda Monte Carlo. Tato metoda je nazvaná dle města Monte Carlo, které je symbolem pro hazardní hry a zejména ruletu, se kterou je princip metody svázán. Po roztočení se ruleta zastaví na náhodném políčku, čímž je určen výsledek. Metoda Monte Carlo spočívá v generování velkého počtu náhodných scénářů, ze kterých lze získat relevantní statistiky (Brandimarte, 2014). V práci je zjištěno historické rozdělení pravděpodobnosti jednotlivých ukazatelů, pomocí programu MS Excel je za použití nástroje *Generátor pseudonáhodných čísel* vygenerováno pro každý ukazatel 10 000 scénářů, poté jsou tyto náhodné složky upraveny podle statistických závislostí Choleského maticí, na tyto scénáře jsou aplikovány odhadnuté parametry stochastických procesů, čímž je dosaženo predikovaného rozdělení pravděpodobnosti jednotlivých ukazatelů.

2.10 Statistické charakteristiky souboru hodnot

Pro charakteristiku rozdělení pravděpodobnosti náhodných složek je nutné znát střední hodnotu a směrodatnou odchylku či rozptyl souboru náhodných složek. Vztah pro výpočet střední hodnoty je následující:

$$E(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i . \quad (2.51)$$

Hodnota směrodatné odchylky souboru se vypočte dle vztahu:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [x_i - E(x)]^2} , \quad (2.52)$$

přičemž výraz pod odmocninou je vztah pro výpočet rozptylu souboru hodnot, tedy platí, že směrodatná odchylka je rovna druhé odmocnině rozptylu souboru hodnot.

Součástí analýzy rizikových scénářů je v mnoha případech metoda Value at Risk (VaR), hodnota VaR je na dané hladině pravděpodobnosti vyjádřením nejvyšší možné ztráty za daný časový úsek. Pro určení VaR je třeba stanovit hladinu významnosti, pro kterou bude VaR určen, tato stanovená hladina významnosti je dána do rovnosti s pravděpodobností, že výnos portfolia bude menší než záporná hodnota VaR, vztah lze vyjádřit jako:

$$P(R_t \leq -VaR) = \alpha , \quad (2.53)$$

kde P je pravděpodobnost, R_t je výnos portfolia za časový úsek t , α je stanovená hladina významnosti.

2.11 Kopula funkce

Kopula funkce umožňují zachytit statistickou závislost mezi jednotlivými distribučními funkcemi, neboť kopula funkci lze obecně vyjádřit jako vícerozměrnou distribuční funkci jednotlivých distribučních funkcí, tedy za pomoci Sklarova teorému (Sklar, 1959) lze vztah pro dvě proměnné zapsat jako:

$$F(x, y) = C[F(x), F(y)], \quad (2.54)$$

kde $F(x, y)$ je sdružená distribuční funkce náhodných proměnných x a y , C je obecné označení pro kopula funkci. Kopula funkce lze rozdělit na skupiny eliptických a Archimédových kopula funkcí, přičemž Archimédovy kopula funkce nejsou odvozeny ze známého sdruženého eliptického rozdělení pravděpodobnosti a je potřeba definovat generující funkci, naopak eliptické kopula funkce jsou odvozeny ze známého sdruženého rozdělení pravděpodobnosti a není potřeba generující funkce. Nejčastěji užívanými eliptickými kopula funkcemi jsou funkce odvozené z normálního a studentova rozdělení pravděpodobnosti, tyto funkce jsou pak označovány jako Gaussova resp. Studentova kopula funkce. Vzhledem k symetrickým rozdělením pravděpodobnosti jsou i tyto kopula funkce symetrické. Pro Gaussovu kopula funkci platí:

$$C^{Ga}(x, y) = \Phi[\Phi^{-1}(x), \Phi^{-1}(y)], \quad (2.55)$$

kde Φ je sdružená distribuční funkce normovaného normálního rozdělení, Φ^{-1} je inverzní funkce k distribuční funkci normovaného normálního rozdělení. V případě, že je místo normálního rozdělení použito Studentovo rozdělení, pak se jedná o Studentovu kopula funkci, jejíž vztah lze zapsat jako:

$$C_v^{St}(x, y) = t_v[t_v^{-1}(x), t_v^{-1}(y)], \quad (2.56)$$

kde t_v je sdružená distribuční funkce Studentova rozdělení s v stupni volnosti, t_v^{-1} je inverzní funkce k distribuční funkci Studentova rozdělení s v stupni volnosti. Vzhledem k tomu, že pomocí kopula funkcí lze skládat marginální distribuční funkce z kteréhokoliv rozdělení, lze také definovat normální kopula funkci s marginálními distribučními funkcemi Studentova rozdělení, vztah lze vyjádřit jako:

$$C(x, y) = \Phi[t_v^{-1}(x), t_v^{-1}(y)]. \quad (2.57)$$

3 Charakteristika a finanční analýza podniku

V této kapitole je nejdříve představena společnost, která je předmětem analýzy a predikce finanční výkonnosti. Následně je měřena finanční výkonnost této společnosti, a to prostřednictvím tradičních ukazatelů, a pomocí ukazatele ekonomické přidané hodnoty.

3.1 Charakteristika společnosti

Charakteristika společnosti vychází z webových stránek společnosti¹. Společnost Tieto Corporation je největším dodavatelem IT služeb pro soukromý i veřejný sektor ve Skandinávii. Sídlo společnosti je v Helsinkách, a společnost v současnosti zaměstnává zhruba 13 000 zaměstnanců v téměř 20 zemích světa. Akcie společnosti jsou obchodovány na burzách NASDAQ OMX v Helsinkách a Stockholmu.

Společnost byla založena roku 1986 jako Tietotehdas Oy ve finském městě Espoo. Během prvních let zajišťovala vývoj a údržbu IT systémů převážně pro Union Bank ve Finsku a její zákazníky. V 80. letech se staly běžnými osobní počítače, na které firma postupně rozšířila své zaměření ze sálových počítačů a softwaru, což bylo samozřejmě podmíněno jejich rozvojem. V 90. letech společnost díky akvizicím a fúzím zaznamenala rychlý rozvoj. V roce 1995 došlo ke změně jména společnosti na TT Tieto, a v roce 1998 na Tieto. V roce 1996 společnost výrazně pronikla do sektoru telekomunikací díky akvizici společnosti Avancer. Od roku 1999, kdy došlo k fúzi společností Tieto a Enator, pak bylo jméno společnosti TietoEnator. Po přelomu tisíciletí se naplno projevila globalizace IT průmyslu a společnost rozšířila své mezinárodní působení. V roce 2004 byla otevřena první off-shore pobočka v České republice. V té době se začala zostřovat mezinárodní konkurence, mj. se na trhy severní Evropy snažili proniknout společnosti z Indie, načež firma zareagovala zaměřením se na tyto trhy.

Od roku 2007 se společnost znovu zaměřuje převážně na trhy severní Evropy. Zároveň ale společnost z celosvětového pohledu neopustila vybraná odvětví, jako jsou např. telekomunikace. S nárůstem počtu zaměstnanců v off-shore zemích došlo v roce 2009 ke změně průmyslově orientované struktury na strukturu vedení, která je upravena a složena z vedení jednotlivých zemí, průmyslových odvětví a globálních služeb. A i nadále docházelo k rozšiřování působení v těchto zemích.

¹ Historie [online]. [cit. 2016-04-19]. Dostupné z: <https://www.tieto.cz/tieto-o-nas/historie-tieto-czech-republic>

Zajímavostí je, že v roce 1978 společnost spustila projekt zaměřený na využití přebytečného tepla z data center ve Švédsku k vytápění přilehlých kanceláří, čímž se zařadila mezi jedny z prvních společností zabývajících se efektivním využitím energií.

Vstup společnosti Tieto do České republiky byl zaznamenán již v roce 2001, avšak softwarové centrum v Ostravě bylo otevřeno až v roce 2004. V současnosti je společnost s více než 1900 zaměstnanci jedním z největších zaměstnavatelů v oblasti poskytování IT služeb v České republice a v rámci Moravskoslezského kraje pak největším.

3.2 Finanční analýza podniku

Obsahem této podkapitoly je zhodnocení finanční výkonnosti podniku tradičním přístupem pomocí poměrových ukazatelů pro zobrazení finanční situace podniku, a také potvrzení going concern principu. Pro toto zhodnocení jsou využita data s roční periodicitou za období 2008 – 2015, viz Příloha č. 1. V této podkapitole je vycházeno z Dluhošová (2010) a Horan (2013).

Poměrová analýza může být využita jak pro mezipodnikové srovnání, tak pro analýzu časové řady, tedy pro vývoj ukazatelů v čase. Z vývoje lze usuzovat, zda společnost odstraňuje nedostatky, či naopak dochází ke zhoršení některých ukazatelů. Poměrových ukazatelů lze sestavit snad nekonečně mnoho, nicméně pro zobrazení finanční situace podniku postačí několik ukazatelů, kterými lze charakterizovat jednotlivé kategorie ukazatelů.

3.2.1 Ukazatele rentability

O tuto skupinu ukazatelů se zajímá největší okruh subjektů, ukazatele rentability bývají mezi prvními zjišťovanými informacemi pro potenciální investory či zájemce o hodnocení finanční situace podniku. Maximalizace zisku totiž bývá cílem, který není pouze střednědobý. Ukazatele jsou obecně přehledem o výnosnosti zvolených druhů kapitálu, majetku či výkonů, a velmi příznivě je hodnocen jejich růst v čase, naopak klesající tendence znamená snižování schopnosti podniku tvořit zisk, což je negativním signálem pro investory či vlastníky.

Ukazatel **rentability aktiv** je využíván k měření ziskovosti celkového majetku podniku, vztah lze zapsat jako:

$$ROA = \frac{EBIT}{\phi A}, \quad (3.1)$$

kde *EBIT* je označením pro zisk před úroky a zdaněním, ϕA je průměrná hodnota aktiv podniku za dané období. *EBIT* je ve vztahu použit pro možnost mezipodnikového srovnání, které je nezkresleno různými daňovými sazbami jednotlivých zemí, a je tedy poměrem provozního zisku k průměrné hodnotě aktiv podniku za dané období.

Tab. 3.1 Rentabilita aktiv v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
EBIT	111,6	75,3	72,4	98,1	63	88,2	61,1	125,2
ϕA	1288,575	1209,8	1191,3	1259,1	1241,175	1164,7	1048,6	1044,025
ROA	8,66%	6,22%	6,08%	7,79%	5,08%	7,57%	5,83%	11,99%

V Tab. 3.1 lze pozorovat, že největší hodnoty *ROA* bylo dosaženo v roce 2015, což bylo způsobeno ve sledovaném období rovněž nejvyšší hodnotou provozního zisku k nejnižší hodnotě průměrných aktiv společnosti. Trend vývoje průměrných aktiv je mírně klesající, což není obecně pozitivní vývoj, nicméně hlavním faktorem tohoto klesajícího vývoje je klesající výše pohledávek z obchodních vztahů, což by i v návaznosti na ukazatele likvidity mělo být hodnoceno veskrze pozitivně.

Rentabilita vlastního kapitálu bývá chápána jako ukazatel ziskovosti pro vlastníky. V tomto případě se ve vztahu užívá zisk po zdanění, neboť to je zisk, který zůstane společnosti po úhradě nákladů na cizí kapitál a zdanění. Také v tomto případě bude využito průměrné výše vlastního kapitálu, aby byla zachována vazba s generováním zisku po celé období. Ukazatel lze vyjádřit jako:

$$ROE = \frac{EAT}{\phi VK} \quad (3.2)$$

Tab. 3.2 Rentabilita vlastního kapitálu v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
EAT	60,5	55,1	49,5	59,9	29,4	62,2	35	90,5
ϕVK	475,125	480,05	534,8	540,35	526,5	500,075	478,55	433,525
ROE	12,73%	11,48%	9,26%	11,09%	5,58%	12,44%	7,31%	20,88%

V Tab. 3.2 lze pozorovat, že vývoj průměrného vlastního kapitálu měl rostoucí tendenci do roku 2011, kdy bylo dosaženo maxima ve sledovaném období, a poté byl zaznamenán

klesající vývoj až k hodnotě minima v roce 2015. Výše zisku po zdanění kolísala kolem hodnoty 60 mil. EUR, kromě let 2012 a 2014, kdy byla hodnota výrazně nižší, a naopak v roce 2015 byl zisk po zdanění nejvyšší. Obdobný vývoj byl zaznamenán u samotného ukazatele rentability vlastního kapitálu s tím, že hodnota byla kolem 11 %.

Zástupcem ukazatele výnosnosti provedených výkonů je ukazatel **rentabilita tržeb**, který lze vyjádřit jako:

$$ROS = \frac{EBIT}{T} . \quad (3.3)$$

V této práci je použit vztah se ziskem před úroky a zdaněním, lze použít také vztah s čistým ziskem, který bývá označován jako zisková marže, avšak v tomto případě je ukazatel rentability tržeb ovlivněn strukturou financování podniku prostřednictvím výše úroků a také částkou zaplacenou na daních, která se může vlivem daňové optimalizace či změny daňové sazby v jednotlivých obdobích výrazně lišit. Navíc je zisková marže analyzována v rámci analýzy ekonomické přidané hodnoty.

Tab. 3.3 Rentabilita tržeb v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
EBIT	111,6	75,3	72,4	98,1	63	88,2	61,1	125,2
T	1865,7	1706,3	1713,7	1828,1	1825,3	1671,3	1522,5	1460,1
ROS	5,98%	4,41%	4,22%	5,37%	3,45%	5,28%	4,01%	8,57%

Jak už bylo zmíněno u předcházejících ukazatelů, došlo v roce 2015 k dosažení nejvyššího zisku, což v kombinaci s minimální hodnotou tržeb ve sledovaném období mělo za následek, že nejvyšší hodnota ukazatele rentability tržeb byla dosažena v roce 2015, Kromě let 2011 a 2012 lze v Tab. 3.3 pozorovat, že trend vývoje tržeb je klesající, rentabilita tržeb, ale zůstává spíše stabilní, což lze interpretovat jako posun činnosti podniku k více ziskovým aktivitám.

3.2.2 Ukazatele finanční stability a zadluženosti

Tato kategorie ukazatelů je využívána k hodnocení struktury zdrojů financování podniku. Ukazatele této kategorie jsou ovlivněny zejména výší dluhu a vlastního kapitálu (VK).

Jedním ze základních ukazatelů je **podíl vlastního kapitálu na aktivech**:

$$\text{Podíl vlastního kapitálu na aktivech} = \frac{\text{Vlastní kapitál}}{\text{Aktiva}} . \quad (3.4)$$

Tab. 3.4 Podíl vlastního kapitálu na aktivech v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Vlastní kapitál	483,6	518,3	557,5	564,8	524,5	514,2	471,2	482,9
Aktiva	1254,5	1195,3	1240,6	1279,9	1179,6	1096,2	1031,5	1086,3
Podíl VK/A	38,55%	43,36%	44,94%	44,13%	44,46%	46,91%	45,68%	44,45%

V Tab. 3.4 lze ve sledovaném období pozorovat, že hodnota aktiv podniku klesala, zatímco výše vlastního kapitálu se zvyšovala do roku 2011, kdy dosáhla svého maxima ve sledovaném období, a poté se vracela ke své úrovni v roce 2008. Podíl vlastního kapitálu na aktivech, jenž měl v roce 2008 hodnotu 38,55 %, se v ostatních sledovaných letech pohyboval kolem hodnoty 45 %, což je část aktiv, o které lze říci, že je možné ji financovat pouze z vlastních zdrojů, tedy bez použití cizího kapitálu.

Naopak podíl cizího kapitálu na aktivech vyjadřuje část aktiv, které jsou financovány prostřednictvím dluhu, tento ukazatel je označován jako **celková zadluženost**, a vztah lze zapsat jako:

$$\text{Celková zadluženost} = \frac{\text{Cizí kapitál}}{\text{Aktiva}}. \quad (3.5)$$

Tab. 3.5 Celková zadluženost v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Cizí kapitál	770,9	677	683,1	715,1	655,1	582	560,3	603,4
Aktiva	1254,5	1195,3	1240,6	1279,9	1179,6	1096,2	1031,5	1086,3
Celková zadluženost	61,45%	56,64%	55,06%	55,87%	55,54%	53,09%	54,32%	55,55%

Z Tab. 3.5 lze vypožorovat, že hodnota cizího kapitálu má spíše klesající trend, přesto, že došlo k několika meziročním nárůstům hodnot, tyto kladné změny však nedosáhly výše záporných změn. Společně s poklesem velikosti aktiv podniku to však znamená, že ukazatel celkové zadluženosti, kromě roku 2008, je ve stabilní výši kolem 55 %.

Vzhledem k hodnotám celkové zadluženosti je provedena poměrová analýza ukazatele **úrokové zatížení**, vztah je následující:

$$\text{Úrokové zatížení} = \frac{\text{Úroky}}{\text{EBIT}}. \quad (3.6)$$

Tento ukazatel je přehledem o části dosaženého provozního zisku, který je odčerpán na úhradu úroků z cizího kapitálu.

Tab. 3.6 Úrokové zatížení v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Úroky	29,2	5	6,3	6,8	6,3	6,6	4,5	5,9
EBIT	111,6	75,3	72,4	98,1	63	88,2	61,1	125,2
Úrokové zatížení	26,16%	6,64%	8,70%	6,93%	10,00%	7,48%	7,36%	4,71%

V Tab. 3.6 lze pozorovat, kolik procent provozního zisku (*EBIT*) v jednotlivých letech bylo využito na úhradu úroků. Hodnota zaplacených úroků byla v roce 2008 mnohonásobně vyšší než v ostatních letech, pozitivně lze hodnotit stabilitu a nízký poměr zisku, který je použit na úhradu úroků.

S ohledem na charakteristiku podniku a specifičnost odvětví je analyzován také **podíl dlouhodobého nehmotného majetku na vlastním kapitálu**. Tento udává část dlouhodobého nehmotného majetku (*DNM*), jenž je nejdůležitější částí aktiv podniku, k vlastním zdrojům financování. Vztah lze zapsat jako:

$$\text{Podíl DNM na VK} = \frac{\text{Dlouhodobý nehmotný majetek}}{\text{Vlastní kapitál}} \quad (3.7)$$

Tab. 3.7 Podíl DNM na VK v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
DNM	442,4	444,8	474,3	490,3	447,1	426,9	356,5	425,9
VK	483,6	518,3	557,5	564,8	524,5	514,2	471,2	482,9
Podíl DNM/VK	91,48%	85,82%	85,08%	86,81%	85,24%	83,02%	75,66%	88,20%

V Tab. 3.7 lze pozorovat rostoucí trend výše *DNM* do roku 2011, poté docházelo k meziročním poklesům až do poslední změny v roce 2015, kdy došlo k meziročnímu nárůstu. Trend meziročních změn výše vlastního kapitálu byl totožný s trendem *DNM*, to znamenalo, že ukazatel podílu *DNM/VK* se vyvíjel stabilně, kromě roku 2014, kdy nastal výraznější pokles ukazatele, který byl způsoben výraznějším poklesem *DNM* než byl pokles *VK*.

3.2.3 Ukazatele likvidity

Tato kategorie ukazatelů je vyjádřením schopnosti podniku hradit své krátkodobé závazky pomocí oběžných aktiv podniku. Je tedy měřítkem pro krátkodobé finanční zdraví společnosti, neboť oběžná aktiva jsou taková, která jsou buď peníze, nebo by měla být přeměněna na peníze v horizontu jednoho roku. Vzhledem k nevýrobnímu charakteru podniku tento podnik ani neúčtuje o zásobách, nebude proto analyzován vývoj ukazatele pohotová likvidita, který je poměrem oběžných aktiv snížených právě o zásoby, ke krátkodobým závazkům.

Ukazatel **celkové likvidity** je poměrem výše oběžných aktiv ke krátkodobým závazkům společnosti, lze jej zapsat jako:

$$\text{Celková likvidita} = \frac{OA}{KZ}. \quad (3.8)$$

Tab. 3.8 Celková likvidita v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
OA	637,9	577,7	577,9	591,4	550,8	542,6	538,6	523,2
KZ	558,4	463,6	466,2	495,4	532,2	421,6	395,3	445,4
Celková likvidita	1,14	1,25	1,24	1,19	1,03	1,29	1,36	1,17

Dle vývoje ukazatele zobrazeného v Tab. 3.8 je zřejmé, že hodnoty ukazatele jsou ve sledovaném období vždy vyšší než 1, avšak nejvyšší hodnotou je 1,36, podnik tak dosahuje v celém sledovaném období takových hodnot, že je schopen pokrýt krátkodobé závazky oběžnými aktivy, tento poměr však nedosahuje hodnot obvykle doporučovaných, tedy mezi 1,5 až 2, nicméně tyto hodnoty jsou doporučovány podnikům výrobním, které účtují také o zásoby, z toho důvodu je tvrzeno, že hodnoty vyšší než jedna jsou pro zvolený podnik dostatečné.

K posouzení situace podniku z hlediska likvidity je využit také ukazatel **okamžité likvidity**, který je k měření schopnosti podniku splatit závazky v horizontu několika dní, vztah pro výpočet lze zapsat jako:

$$\text{Okamžitá likvidita} = \frac{PP}{KZ}, \quad (3.9)$$

kde *PP* je označením pro peněžní prostředky v hotovosti, na běžných účtech či pro šeky. Jedná se o nejlikvidnější část aktiv, kterou má podnik k dispozici.

Tab. 3.9 Okamžitá likvidita v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
PP	120,2	123,3	98	95,8	86,7	121,4	160,6	169,3
KZ	558,4	463,6	466,2	495,4	532,2	421,6	395,3	445,4
Okamžitá likvidita	0,21	0,26	0,21	0,19	0,16	0,28	0,40	0,38

V Tab. 3.9 lze pozorovat, že hodnoty okamžité likvidity ve sledovaném období ve dvou případech v letech 2011 a 2012 klesly pod hranici 0,2, která je považována za spodní hranici doporučených hodnot. V ostatních sledovaných letech byly naopak nad touto hranicí, a v posledních dvou obdobích bylo dosaženo hodnot blízko k horní doporučené hranici, která je ve výši 0,5.

3.2.4 Ukazatele aktivity

Tyto ukazatele jsou přehledem o využívání majetku společnosti, kdy je měřena doba, po kterou jsou prostředky vázány v jednotlivých částech aktiv, dokud nedojde k navrácení prostředků formou tržeb.

Mezi tyto ukazatele je řazen i ukazatel **obrátky aktiv**, který je vyjádřením množství prostředků, které jsou generovány za jedno období z 1 jednotky aktiv. Vztah lze zapsat následovně:

$$Obrátka\ aktiv = \frac{Tržby}{\phi A} \quad (3.10)$$

Tab. 3.10 Obrátka aktiv v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Tržby	1865,7	1706,3	1713,7	1828,1	1825,3	1671,3	1522,5	1460,1
ϕA	1288,6	1209,8	1191,3	1259,1	1241,2	1164,7	1048,6	1044
Obrátka aktiv	1,45	1,41	1,44	1,45	1,47	1,43	1,45	1,4

Byl využit vztah s průměrnou výší aktiv, neboť tržby jsou tokovou veličinou, a tak pro větší vypovídací schopnost ukazatele není využita pouze hodnota z jednoho časového okamžiku. V Tab. 3.10 lze pozorovat jak klesající trend vývoje tržeb, tak průměrných aktiv za období. Vývoj ukazatele obrátky aktiv pak ve sledovaném období byl stabilní, jeho výše

byla kolem 1,44, což znamená, že za rok podnik inkasuje v tržbách téměř 1,5 násobek své účetní hodnoty.

Obdobou obrátky aktiv je ukazatel **doba obratu aktiv**, díky kterému lze zjistit, za kolik dní je do podniku navrácen celkový kapitál. Vztah lze vyjádřit jako:

$$Doba\ obratu\ aktiv = \frac{\phi A \cdot 360}{Tržby} \quad (3.11)$$

Tab. 3.11 Doba obratu aktiv v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Tržby	1865,7	1706,3	1713,7	1828,1	1825,3	1671,3	1522,5	1460,1
ϕA	1288,6	1209,8	1191,3	1259,1	1241,2	1164,7	1048,6	1044
Doba obratu aktiv	248,6	255,2	250,3	248	244,8	250,9	247,9	257,4

V Tab. 3.11 je přehled o dosažených dnech obratu aktiv ve sledovaném období, tyto hodnoty jsou vždy menší než hodnota 360, která je využita pro určení počtu dní v roce. Tento přístup je východiskem z německého způsobu úročení, kdy je předpokládáno, že každý měsíc v roce má 30 dní.

Vzhledem k dalším výpočtům provedeným v práci je analyzován ukazatel **obrátko dlouhodobého nehmotného majetku**, který je poměrem Tržeb k průměrné výši *DNM*, lze zapsat jako:

$$Obrátka\ DNM = \frac{Tržby}{\phi DNM} \quad (3.12)$$

Tab. 3.12 Obrátka DNM v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Tržby	1865,7	1706,3	1713,7	1828,1	1825,3	1671,3	1522,5	1460,1
ϕDNM	467,5	441,625	468,1	502,5	475,95	432,775	387,15	387,95
Obrátka DNM	3,991	3,864	3,661	3,638	3,835	3,862	3,933	3,764

Z Tab. 3.12 lze pozorovat, že v posledních dvou letech došlo k poklesu hodnoty průměrného *DNM*, vzhledem ke klesajícímu trendu vývoje tržeb, to nebylo příčinou k růstu ukazatele obrátky *DNM*, nicméně samotný pokles hodnoty *DNM*, o kterém je souzeno, že je pro zvolený podnik nejdůležitější částí majetku není pozitivním signálem do budoucna, lze se

i domnívat, že pokles tržeb je způsoben právě poklesem *DNM*. Ze získaných hodnot ukazatele lze pozorovat, že za 1 euro vázané v *DNM* je během roku podnikem inkasováno v tržbách zhruba 3,6 až 4 €.

Ukazatel **doba obratu pohledávek** je přehledem o době vázanosti prostředků v pohledávkách za odběrateli, z jiného pohledu je možné na něj nahlížet také jako na ukazatel platební morálky odběratelů, či schopnost analyzovaného podniku inkasovat pohledávky. Vztah lze zapsat jako:

$$Doba\ obratu\ pohledávek = \frac{\phi\ Pohledávky \cdot 360}{Tržby} \quad (3.13)$$

Tab. 3.13 Doba obratu pohledávek v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
ϕ Pohledávky	565,05	489,75	466,575	489,65	487,85	455,575	404,4	376,6
Tržby	1865,7	1706,3	1713,7	1828,1	1825,3	1671,3	1522,5	1460,1
Doba obratu pohledávek	109	103,3	98	96,4	96,2	98,1	95,6	92,9

V Tab. 3.13 lze pozorovat, že vývoj průměrné výše pohledávek měl klesající trend, to lze hodnotit jako pozitivní vzhledem k řízení pohledávek, bohužel lze ale tento trend vysvětlit vývojem tržeb, neboť ty klesaly také, v absolutním vyjádření pak většinou klesaly více než pohledávky. Vývoj ukazatele doby obratu pohledávek ale ukazuje, že poměr průměrných pohledávek vztahených k tržbám klesal, tedy lze říci, že relativně k tržbám klesaly pohledávky více než tržby.

Ukazatelem, který je naopak měřítkem platební morálky analyzovaného podniku ve vztahu k dodavatelům, je **doba obratu závazků**, kterou lze vyjádřit jako:

$$Doba\ obratu\ závazků = \frac{\phi\ Závazky \cdot 360}{Tržby} \quad (3.14)$$

Tab. 3.14 Doba obratu závazků v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
ϕ Závazky	493,8	417,675	405,125	416,625	415,875	389,35	358,825	371,425
Tržby	1865,7	1706,3	1713,7	1828,1	1825,3	1671,3	1522,5	1460,1
Doba obratu závazků	95,3	88,1	85,1	82	82	83,9	84,8	91,6

V Tab. 3.14 lze pozorovat, že vývoj závazků měl klesající trend, stejně jako již zmíněný vývoj tržeb, ukazatel doby obratu závazků klesal do roku 2011, a od roku 2013 byl trend vývoje rostoucí. V porovnání s daty z Tab. 3.13 lze konstatovat, že ve všech sledovaných letech doba obratu pohledávek převyšovala dobu obratu závazků, což není žádoucí stav z hlediska řízení peněžních prostředků, neboť pro společnost je obecně výhodnější, aby peněžní prostředky vynaložené na platby dodavatelů byly pokryty úhradou plateb odběratelů.

3.2.5 Zhodnocení finanční situace podniku

U kategorie ukazatelů rentability lze vyzdvihnout fakt, že ve sledovaném období bylo v každém roce dosaženo kladného zisku, a to nejen před úhradou nákladů cizího kapitálu a daní, ale i po těchto úhradách. Nejlepších hodnot ukazatelů rentability pak bylo dosaženo v posledním sledovaném období, tedy v roce 2015, kdy společnost dosáhla nadprůměrného zisku.

Kategorii ukazatelů stability a zadluženosti lze hodnotit také pozitivně, neboť bylo zjištěno, že společnost má stabilní strukturu financování, která odpovídá zhruba poměru 45/55, přičemž dlouhodobý a krátkodobý majetek je rovnoměrně rozdělen. Navíc ukazatel úrokového zatížení měl spíše klesající trend vývoje.

V kategorii ukazatelů likvidity bylo zjištěno, že celková likvidita podniku je pod hranicí doporučených hodnot, toto je ale ovlivněno charakterem podniku, který nemá zásoby. Přijatelnost dosažených výsledků likvidity byla potvrzena nejpřísnějším ukazatelem likvidity, kterým je okamžitá likvidita, jejíž hodnoty byly zhruba v pásmu doporučených hodnot.

Poslední hodnocenou kategorií jsou ukazatele aktivity, pomocí nichž je zjišťováno využívání majetku podniku. Bylo zjištěno, že účetní hodnota majetku společnosti se během roku do podniku nejen vrátí, ale je téměř dosaženo 1,5 násobku této hodnoty. Dlouhodobý nehmotný majetek se pak do společnosti formou tržeb vrátí téměř čtyřnásobně, avšak hodnoty tohoto ukazatele jsou ovlivněny pro společnost zjevně nepříliš pozitivním faktem, a sice snižováním hodnoty této složky majetku. Při ukazatelích doby obratu závazků a pohledávek je nutno konstatovat, že doba obratu pohledávek převyšuje tuto dobu u závazků, což je pro podnik nevýhodné, avšak s přihlédnutím k ukazateli okamžité likvidity, to pro podnik nepředstavuje v současnosti významnější riziko.

Z výsledků finanční analýzy, která byla provedena pomocí ukazatelů označovaných jako tradiční, lze soudit, že společnost obstála ve všech kategoriích ukazatelů, a nelze proto předpokládat, že by nesplňovala going concern princip.

3.3 Analýza výkonnosti pomocí ekonomické přidané hodnoty

Obsahem této podkapitoly je hodnocení finanční výkonnosti podniku pomocí ukazatele ekonomické přidané hodnoty. Prostřednictvím tohoto měřítka zhodnocen vývoj od roku 2008, s tím, že na výsledky posledních tří let je aplikován pyramidový rozklad, pomocí něhož je zjištěno, které dílčí ukazatele jsou podstatné pro vývoj vrcholového ukazatele EVA, a u kterých je vliv méně podstatný. Jak již bylo řečeno, v práci je využito vztahu EVA_{EQUITY} , tedy je nutno určit rentabilitu, náklady vlastního kapitálu a samotnou výši vlastního kapitálu, tento vztah je uveden ve vzorci (2.4). Vzhledem k tomu, že rentabilita vlastního kapitálu již byla vypočtena, a je uvedena v Tab. 3.2, hodnota vlastního kapitálu je dostupná ze vstupních dat uvedených v Příloze č. 1, tak pro výpočet EVA_{EQUITY} zbývá ještě určit náklady vlastního kapitálu.

3.3.1 Stanovení nákladů vlastního kapitálu

Náklady vlastního kapitálu jsou stanoveny pomocí Gordonova dividendového diskontního modelu, dle vztahu (2.8). Pro výpočet je nutno znát dividendy vyplacené akcionářům v jednotlivých letech. V níže uvedené tabulce Tab. 3.15 je uveden i výplatní poměr, který lze zapsat jako:

$$\text{Výplatní poměr} = \frac{\text{Dividenda}}{\text{EAT na akcii}} \quad (3.15)$$

Tab. 3.15 Dividendy v letech 2008 – 2015 (v EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Dividenda	0,5	0,4	0,7	0,75	0,83	0,9	1,3	1,35
Výplatní poměr	60,2%	64,9%	101,4%	89,3%	202,4%	104,7%	270,8%	109,8%
Cena akcie	12,40	11,20	14,96	11,86	13,55	16,03	19,50	22,58

V Tab. 3.15 lze pozorovat, že kromě poklesu výše dividendy v roce 2009, byla vždy v následujícím roce výše vyplacené dividendy vyšší než v roce předcházejícím. Jako *Cena akcie* je označen průměr denních cen akcií v jednotlivých letech. Pro výpočet nákladů kapitálu dle vztahu (2.8) je nutno ještě stanovit očekávanou míru růstu dividend. Tuto míru lze empiricky stanovit podle vztahu:

$$g = ROE \cdot (1 - p), \quad (3.16)$$

kde p je výplatní poměr. Nicméně vzhledem k výplatním poměrům ve sledovaných letech by tyto výsledky nedávaly smysl. Proto s ohledem na tzv. nekonečné trvání těchto peněžních toků, a tvrzení, že dlouhodobě nelze dosahovat vyššího výnosu než trh, byl pro očekávanou míru růstu dividend využit inflační cíl finské centrální banky, který je ve výši 2 %. Dosahováním této hodnoty, je dle rozhodnutí výkonné rady Evropské centrální banky z roku 1998², dosahováno cenové stability.

Tab. 3.16 Výše nákladů na vlastní kapitál v letech 2008 – 2015 (v %)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
R_E	6,03	5,57	6,68	8,32	8,13	7,61	8,67	7,98

V Tab. 3.16 lze pozorovat výsledné hodnoty nákladů na vlastní kapitál ve sledovaných letech. Nejvyšší hodnoty 8,67 % bylo dosaženo v roce 2014, kdy došlo k meziročnímu nárůstu dividendy ve výši 44,44 %. Naopak nejnižší hodnota nákladů vlastního kapitálu byla zjištěna v roce 2009, kdy byla rovněž nejnižší výše dividendy za sledované období.

3.3.2 Výpočet ukazatele ekonomické přidané hodnoty

Výpočet ukazatele EVA_{EQUITY} je odvozen z tzv. hodnotového rozpětí ($ROE - R_E$) a výše vlastního kapitálu, vztah je uveden ve vzorci (2.4). Jednotlivé údaje potřebné pro výpočet jsou uvedeny v Tab. 3.17 níže.

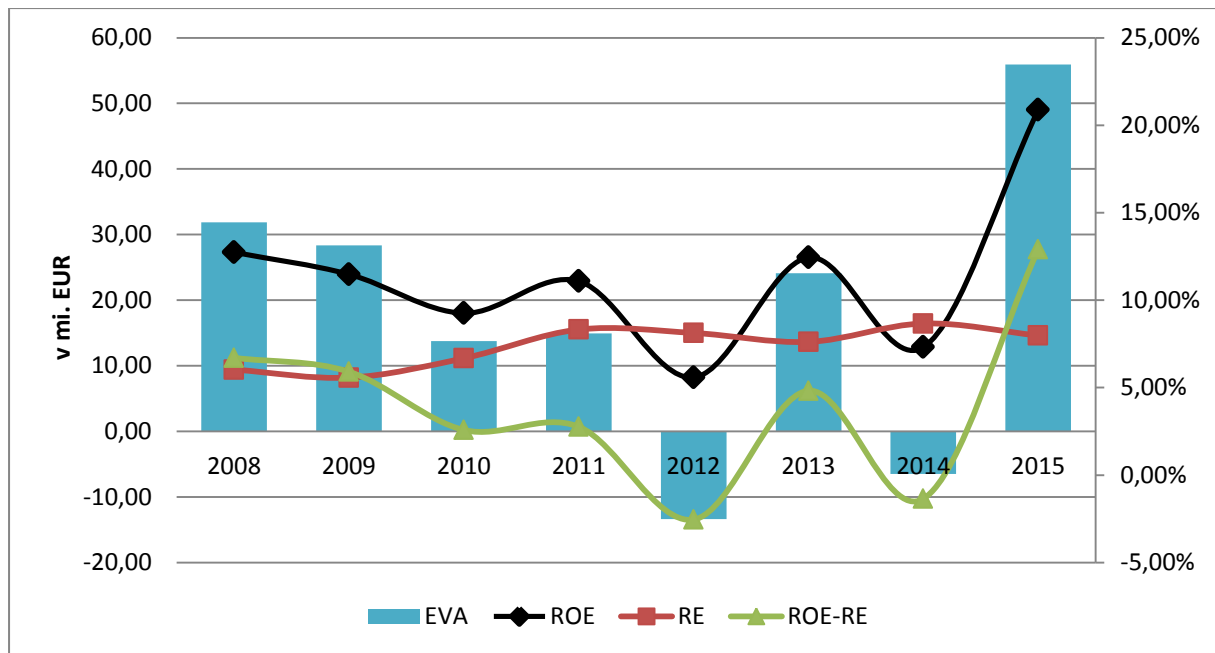
Tab. 3.17 Ekonomická přidaná hodnota v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
ROE	12,73%	11,48%	9,26%	11,09%	5,58%	12,44%	7,31%	20,88%
R_E	6,03%	5,57%	6,68%	8,32%	8,13%	7,61%	8,67%	7,98%
$ROE - R_E$	6,70%	5,91%	2,58%	2,76%	-2,54%	4,82%	-1,35%	12,90%
VK	475,13	480,05	534,80	540,35	526,50	500,08	478,55	433,53
EVA	31,85	28,35	13,78	14,93	-13,39	24,12	-6,47	55,91

V Tab. 3.17 je pro výpočet použito průměrných hodnot vlastního kapitálu v jednotlivých letech. Pro lepší názornost jsou veličiny zobrazeny graficky v následujícím Grafu 3.1.

² Bank of Finland - Monetary Policy Strategy [online]. [cit. 2016-04-07]. Dostupné z: http://www.suomenpankki.fi/en/rahopolitiikka/rahopolitiikan_strategia/Pages/default.aspx

Graf 3.1 Vývoj EVA v letech 2008 – 2015 (v mil. EUR, %)



V Graf 3.1 lze pozorovat, že ekonomická přidaná hodnota v letech 2012 a 2014 byla záporná, v těchto dvou letech totiž přesáhly náklady vlastního kapitálu rentabilitu vlastního kapitálu, takže hodnotové rozpětí bylo záporné. V ostatních letech tomu ale bylo naopak, nejlepších výsledků bylo dosaženo v posledním sledovaném roce. S přihlédnutím k vývoji ukazatele EVA lze konstatovat, že za sledované období byla podnikem tvořena ekonomická přidaná hodnota, neboť záporné hodnoty ve dvou obdobích byly překonány výsledky v ostatních sledovaných letech.

3.3.3 Pyramidový rozklad ukazatele EVA

K analýze vlivů působících na vývoj ukazatele EVA je v této práci použita funkcionální metoda, vztahy pro výpočet v případě multiplikativních vazeb jsou uvedeny ve vzorcích (2.13) až (2.15), v případě aditivní vazby je pak vztah dle vzorce (2.12). Pyramidový rozklad je tříúrovňový s tím, že je aplikován na ukazatele za období 2013 až 2015 viz Příloha č. 2. Vzhledem k tomu, že se jedná o podnik z odvětví IT, nebyl použit klasický vztah pro DuPontův rozklad, ale tento vztah byl obměněn, aby bylo dosaženo větší vypovídací schopnosti. Protože podnik nevyrábí výrobky, jedná se pouze o poskytování služeb, pak lze hodnotu tvořenou podnikem vztáhnout místo k celkovým aktivům pouze k dlouhodobému nehmotnému majetku. Tedy vztah pro rozklad EVA_{EQUITY} lze vyjádřit jako:

$$EVA = \left[\frac{EAT}{EBT} \cdot \frac{EBT}{EBIT} \cdot \frac{EBIT}{T} \cdot \frac{T}{DNM} \cdot \frac{DNM}{VK} - \left(\frac{DIV}{P} + g \right) \right] \cdot VK. \quad (3.17)$$

Tab. 3.18 Dílčí vlivy na ukazatel EVA

	2012/2013		2013/2014		2014/2015	
Ukazatel	Abs. změna	Pořadí vlivů	Abs. změna	Pořadí vlivů	Abs. změna	Pořadí vlivů
EVA	37,50929	-	-30,5935	-	62,38334	-
EAT/EBT	19,72458	2	-14,9777	2	13,74015	2
EBT/EBIT	1,446932	4	0,092045	6	1,924696	4
EBIT/T	21,67853	1	-19,5569	1	48,83685	1
T/DNM	0,375183	5	1,32678	7	-3,11054	7
DNM/VK	-2,3605	7	-4,90724	4	7,062099	3
DIV	3,77007	3	22,87691	8	1,567766	5
1/P	-7,82117	8	-12,2943	3	-6,08024	8
E	-0,30127	6	-0,37352	5	-2,59881	6

V Tab. 3.18 lze pozorovat výše jednotlivých dílčích vlivů na vrcholový ukazatel EVA, a zároveň také pořadí seřazené dle výše vlivu. Ve sledovaných třech obdobích byl ukazatel s největším vlivem vždy *EBIT/T* tedy zisková marže, jehož vliv v těchto obdobích přesahoval polovinu absolutní změny vrcholového ukazatele. Druhé místo bylo taktéž shodné ve všech obdobích, druhý největší dílčí vliv byl pozorován u ukazatele *EAT/EBT*, který je ukazatelem poskytujícím přehled o tom, kolik jednotek zisku po zdanění připadne na jednu jednotku zisku před zdaněním. Z výše uvedeného lze konstatovat, že největší vliv na ukazatel EVA má rentabilita vlastního kapitálu, následují náklady vlastního kapitálu, a nejmenší vliv má velikost vlastního kapitálu.

4 Predikce finanční výkonnosti

Obsahem této kapitoly je predikce ukazatele EVA_{EQUITY} pomocí simulace metodou Monte Carlo. Ukazatel je predikován pro následující čtyři čtvrtletí, kdy poslední dostupná data jsou za poslední kvartál roku 2015. Vstupní data pro simulaci jsou k dispozici od roku 2008 do roku 2015 s kvartální periodicitou. Pro získání predikovaného ukazatele jsou simulovány dílčí ukazatele dle vztahu:

$$EVA_{EQUITY} = \left(\frac{EAT}{T} \cdot \frac{T}{DNM} \cdot \frac{DNM}{VK} - R_E \right) \cdot VK, \quad (4.1)$$

a prostřednictvím těchto dílčích ukazatelů je následně vypočten ukazatel ekonomické přidané hodnoty. Pro simulaci dílčích ukazatelů je nutno odhadnout vstupní parametry jednotlivých stochastických modelů a zohlednit statistickou závislost náhodných veličin. Simulace metodou Monte Carlo je provedena vždy pro 10 000 scénářů, a pro výsledný ukazatel jsou vypočteny statistické charakteristiky souboru hodnot jako střední hodnota, směrodatná odchylka a VaR.

4.1 Statistický odhad vstupních parametrů modelů

Statistický odhad vstupních parametrů modelů je proveden za předpokladu, že očekávaný výnos ukazatele je roven průměru hodnot skutečných výnosů za určité historické období. Pro statistický odhad je využita metoda nejmenších čtverců, přičemž při aplikaci metody je použit nástroj *Regrese* v programu MS Excel. U takto získaných parametrů je ověřena statistická významnost, kdy pro jednotlivé parametry je využit t-test, a pro ověření statistické významnosti modelu je proveden F-test.

4.1.1 Odhad parametrů ukazatele EAT/T

Časovou řadu hodnot ukazatele EAT/T lze označit za stacionární, zároveň platí, že tento ukazatel vzhledem k možnosti záporného zisku, může nabývat jak kladných, tak záporných hodnot. Pro odhad parametrů ukazatele je proto využit aritmetický Vašíčkův model. Substituční parametry $\hat{\alpha}$ a $\hat{\beta}$ jsou zjištěny pomocí nástroje *Regrese* v MS Excel, kdy jako závislá proměnná je označena $d(EAT/T)_t$, nezávisle proměnná je hodnota ukazatele $(EAT/T)_{t-1}$. Takto zjištěné parametry jsou dle substitučních vztahů (2.37) a (2.38) převedeny na parametry Vašíčkova modelu a a b .

Tab. 4.1 Odhad parametrů ukazatele EAT/T

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0,035631	-1,06805	1	1,068054	0,033361	0,030048

V Tab. 4.1 lze pozorovat, že hodnota parametru dlouhodobé rovnováhy b je 0,0334, tedy dlouhodobá rovnováha rentability tržeb je na úrovni 3,34 %. Hodnota parametru rychlosti přibližování k této rovnováze a je 1,0681, což je hodnota vyšší než 1, a tedy znamená, že rychlost přibližování k rovnováze je nadproporcionální. Posledním parametrem je odhadovaná směrodatná odchylka, která je vypočtena pomocí vzorce (2.40), a jejíž hodnota je 0,03. Odhadnuté parametry modelu je nutno statisticky verifikovat. Pro statistické testování významnosti jsou rovněž využity výstupy nástroje *Regrese*.

Tab. 4.2 Statistická významnost odhadnutých parametrů

	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
$\hat{\alpha}$	0,035631	2,04523	4,261973	0,05	0,000196	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá
$\hat{\beta}$	-1,06805	2,04523	-5,45308	0,05	0,000007	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Dle výsledků uvedených v Tab. 4.2 lze konstatovat, že na stanovené hladině významnosti 5 % byla potvrzena statistická významnost koeficientů. V obou případech byla zamítnuta nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti jednotlivých parametrů. Bylo tak rozhodnuto proto, že absolutní hodnota t^{vyp} je větší než t^{krit} , a v případě rozhodovacího pravidla (P2) je pak hodnota P menší než stanovená hladina významnosti α .

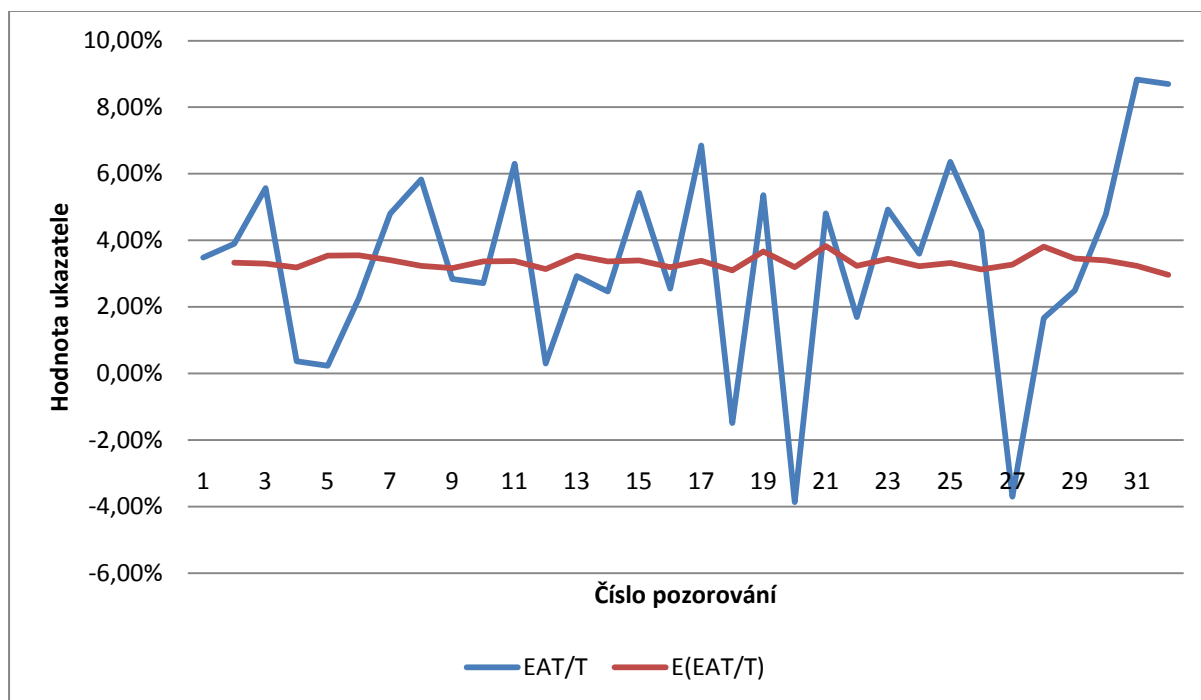
Tab. 4.3 Statistická významnost modelu

F^{krit}	F^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
4,18296416	29,73609	0,05	0,000007	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

V Tab. 4.3 lze pozorovat, že nulová hypotéza F-testu o nevýznamnosti modelu jako celku se na stanovené hladině významnosti zamítá, kdy první pravidlo je definováno tak, že F^{vyp} je větší než F^{krit} , pak se nulová hypotéza zamítá. Hodnota P je menší než stanovená hladina významnosti α , proto lze podle druhého pravidla zamítnout nulovou hypotézu.

Jelikož byl statisticky verifikován model jako celek, stejně tak i jednotlivé parametry, tak jsou tyto parametry použity pro odhad hodnoty ukazatele EAT/T, přičemž v tomto odhadu není zahrnuta náhodná složka. Odhadnutá hodnota, spolu se skutečnou hodnotou tohoto ukazatele jsou pak zobrazeny v Graf 4.1 níže.

Graf 4.1 Skutečná a odhadovaná hodnota ukazatele EAT/T



4.1.2 Odhad parametrů ukazatele T/DNM

U hodnot ukazatele T/DNM lze vyloučit nabývání záporných hodnot, proto není vhodné využít aritmetický Vašíčkův model, u kterého je to možné. Pro tento ukazatel byl zvolen Schwartzův model viz vzorec (2.22), obsahem kterého je logaritmus proměnné, čímž je zajištěno nabývání pouze kladných hodnot. Využito je opět modulu *Regrese*, kdy závislá proměnná je $d(T/DNM)_t / (T/DNM)_t$, a nezávislou proměnnou je $\ln(T/DNM)_{t-1}$. Zjištěné parametry $\hat{\alpha}$ a $\hat{\beta}$ jsou převedeny na parametry Schwartzova modelu a a b , přičemž substituční vztahy jsou stejné, jako byly využity pro substituci Vašíčkova modelu.

Tab. 4.4 Odhad parametrů ukazatele T/DNM

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
-0,04692	-1,10777	1	1,107774	-0,04235	0,077266

V Tab. 4.4 lze pozorovat, že hodnota parametru dlouhodobé rovnováhy b je -0,0424, a hodnota parametru rychlosti přibližování se k této rovnováze a je 1,1078, což znamená, že

rychlost přibližování se k rovnováze je nadproporcionální. Hodnota parametru směrodatné odchylky je 0,0773.

Tab. 4.5 Statistická významnost odhadnutých parametrů

	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
$\hat{\alpha}$	-0,04692	2,04523	-2,67538	0,05	0,012143	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá
$\hat{\beta}$	-1,10777	2,04523	-5,83976	0,05	0,000002	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

V údajích obsažených v Tab. 4.5 lze zjistit, že pro oba parametry je na stanovené hladině významnosti zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti odhadnutých koeficientů, jež byla zamítnuta dle obou rozhodovacích pravidel.

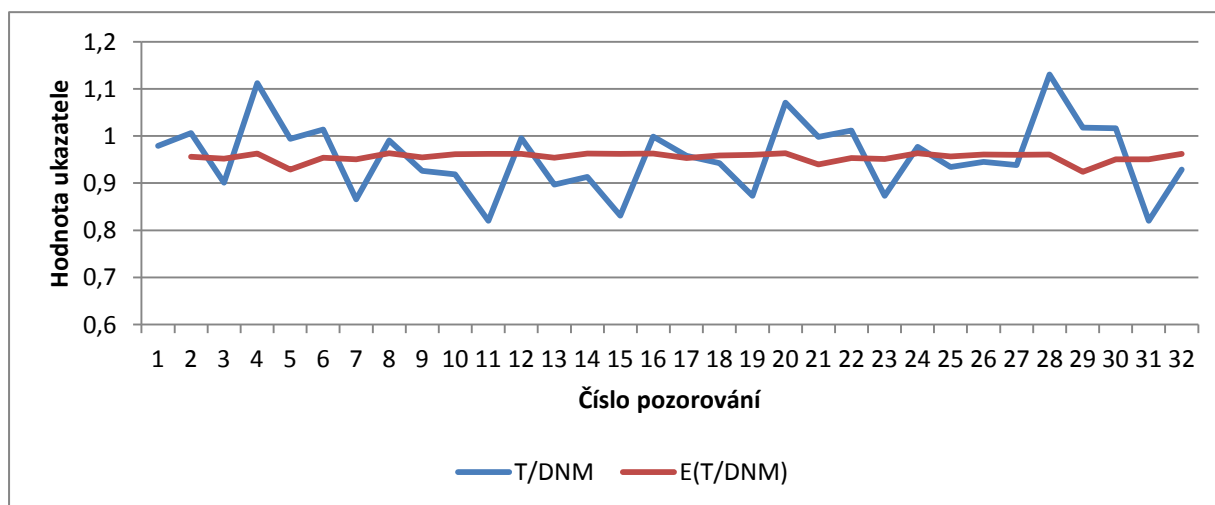
Tab. 4.6 Statistická významnost modelu

F^{krit}	F^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
4,182964	34,10284	0,05	0,000002	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Dle hodnot v Tab. 4.6 lze konstatovat, že podle obou rozhodovacích pravidel je na stanovené hladině významnosti 5 % zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti modelu jako celku. Tedy model je statisticky významný.

V následujícím Graf 4.2 jsou zobrazeny hodnoty ukazatele T/DNM, a zároveň odhadnuté hodnoty tohoto ukazatele, bez náhodné složky.

Graf 4.2 Skutečná a odhadovaná hodnota ukazatele T/DNM



4.1.3 Odhad parametrů ukazatele DNM/VK

Vzhledem k tomu, že časová řada hodnot ukazatele DNM/VK není stacionární řadou, bude pro predikci využito výnosu ukazatele, tento vztah lze zapsat jako:

$$V_{DNM/VK} = \frac{(DNM/VK)_t - (DNM/VK)_{t-1}}{(DNM/VK)_{t-1}}. \quad (4.2)$$

Hodnoty ukazatele DNM/VK by měly dosahovat pouze kladných hodnot, nicméně výnosy ukazatele mohou být i záporné, proto bude využito aritmetického Vašíčkova modelu. Kdy odhad parametrů je proveden pomocí *Regrese*, závislá proměnná je $d[V(DNM/VK)]_t$, nezávisle proměnná je pro odhad $V(DNM/VK)_{t-1}$. Takto zjištěné regresní parametry jsou převedeny na a a b , které jsou parametry modelu.

Tab. 4.7 Statistická významnost odhadnutých parametrů

	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
$\hat{\alpha}$	-0,00283	2,048407	-0,22853	0,05	0,820893	H_0 nelze zamítnout	H_0 nelze zamítnout
$\hat{\beta}$	-1,20773	2,048407	-6,48235	0,05	0,000001	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Jak lze vidět v Tab. 4.7, tak pro parametr $\hat{\alpha}$ platí, že t^{krit} je větší než t^{vyp} , a také hodnota P je větší než stanovená hladina významnosti, u parametru $\hat{\beta}$ je tomu naopak, tedy tento lze označit za statisticky významný. Jelikož bylo při odhadu parametrů modelu zjištěno, že na stanovené hladině významnosti nelze zamítnout nulovou hypotézu o nevýznamnosti koeficientů, lze tvrdit, že regresní koeficient $\hat{\alpha}$ je statisticky nevýznamný, proto byl tento koeficient nahrazen nulovou hodnotou, a regrese byla provedena znovu pouze pro jeden parametr.

Tab. 4.8 Odhad parametrů ukazatele V(DNM/VK)

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0	-1,20656	1	1,206564	0	0,065567

Dle dat obsažených v Tab. 4.8 lze říci, že v modelu chybí dlouhodobý rovnovážný stav b , hodnota parametru a je 1,2066, a hodnota parametru odhadované směrodatné odchylky je 0,0656.

Tab. 4.9 Statistický významnost odhadnutých parametrů

	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
$\hat{\alpha}$	0	-	-	-	-	-	-
$\hat{\beta}$	-1,20656	2,048407	-6,58706	0,05	0,000000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Dle Tab. 4.9 lze tvrdit, že na stanovené hladině významnosti se nulová hypotéza o nevýznamnosti koeficientů zamítá.

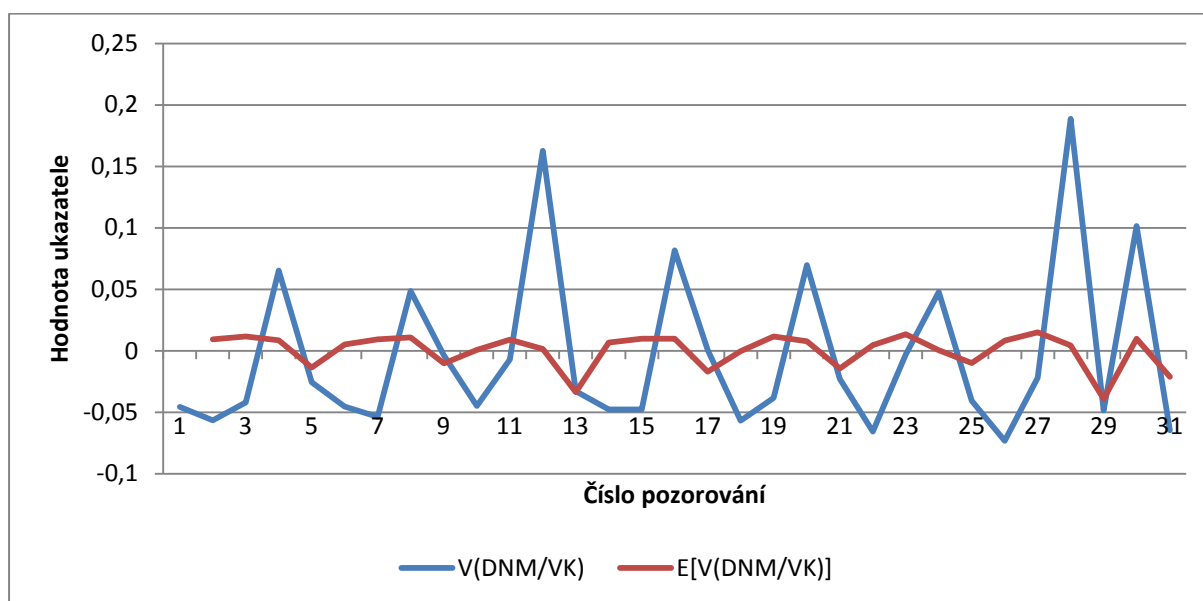
Tab. 4.10 Statistická významnost modelu

F^{krit}	F^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
4,182964	43,3893	0,05	0,000000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Podle údajů uvedených v Tab. 4.10 lze tvrdit, že na stanovené hladině významnosti 5 % je model statisticky významný, neboť dle obou rozhodovacích pravidel se nulová hypotéza o nevýznamnosti modelu zamítá.

V následujícím Graf 4.3 jsou uvedeny hodnoty ukazatele DNM/VK společně s očekávanými hodnotami tohoto ukazatele, které jsou získány přepočtem z odhadnutých hodnot výnosu tohoto ukazatele.

Graf 4.3 Skutečná a odhadovaná hodnota ukazatele V(DNM/VK)



4.1.4 Odhad parametrů ukazatele R_E

Časová řada hodnot ukazatele R_E rovněž není stacionární, a proto bude taktéž využito výnosu tohoto ukazatele, kdy výnos tohoto ukazatele může nabývat jak kladných, tak i záporných hodnot, následkem čehož je využít aritmetický Vašíčkův model.

Pro odhad je využito modulu *Regrese*, kdy je zkoumán vztah mezi závislou proměnnou $d[V(R_E)]_t$ a nezávislou proměnnou $V(R_E)_{t-1}$. Při nalézání regresních koeficientů bylo i v tomto případě zjištěno, že parametr $\hat{\alpha}$ je statisticky nevýznamný, a proto byl nahrazen nulovou hodnotou, a dále byl hledán pouze parametr $\hat{\beta}$.

Tab. 4.11 Odhad parametrů ukazatele $V(R_E)$

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0	-1,04506	1	1,045064	0	0,117084

V Tab. 4.11 jsou uvedeny odhady parametrů s tím, že $\hat{\alpha}$ je nulové hodnoty, což má za následek, že parametr b je nulový, hodnota parametru a je 1,0451, a parametr odhadované směrodatné odchylky je 0,1171.

Tab. 4.12 Statistická významnost odhadnutých parametrů

	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
$\hat{\alpha}$	0	-	-	-	-	-	-
$\hat{\beta}$	-1,04506	2,04523	-5,69198	0,05	0,000004	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Podle hodnot uvedených v Tab. 4.12 lze konstatovat, že u parametru $\hat{\beta}$ je absolutní hodnota t^{vyp} větší než t^{krit} , a také hodnota P je menší než stanovená hladina významnosti 5 %, dle obou rozhodovacích pravidel se zamítá nulová hypotéza o nevýznamnosti parametru.

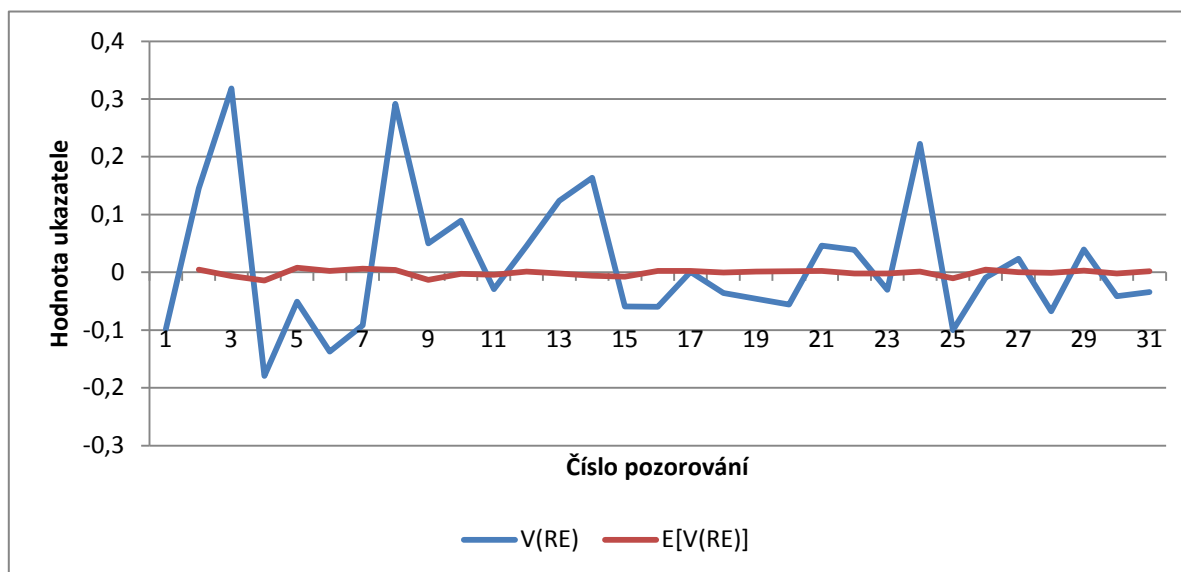
Tab. 4.13 Statistická významnost modelu

F^{krit}	F^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
4,182964	32,39867	0,05	0,000004	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Z hodnot v Tab. 4.13 vyplývá, že model jako celek je statisticky významný, protože F^{vyp} je vyšší než F^{krit} , a hodnota P je nižší než stanovená hladina významnosti.

V následujícím Graf 4.4 jsou zobrazeny hodnoty ukazatele $V(R_E)$, a také odhadované hodnoty tohoto ukazatele.

Graf 4.4 Skutečná a odhadovaná hodnota ukazatele $V(R_E)$



4.1.5 Odhad parametrů ukazatele VK

Časová řada hodnot vlastního kapitálu rovněž není stacionární, proto jsou hodnoty VK převedeny na výnos VK, obdobně jako u předchozích dvou ukazatelů. Taktéž zde platí, že výnos může nabývat kladných i záporných hodnot, a proto je využito aritmetického Vašíčkova modelu.

Pro nalezení regresních koeficientů je třeba určit závislou a nezávislou proměnnou. Závislá proměnná je $d[V(VK)]_t$, a nezávislá proměnná je $V(VK)_{t-1}$, stejně jako v předchozích odhadech parametrů, v nichž byl použit výnos z důvodu nestacionarity, tak i v tomto případě bylo zjištěno, že parametr $\hat{\alpha}$ je statisticky nevýznamný, proto byl nahrazen nulovou hodnotou a hledání regresního koeficientu $\hat{\beta}$ bylo provedeno znovu.

Tab. 4.14 Odhad parametrů ukazatele $V(VK)$

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0	-0,97767	1	0,977671	0	0,05582

Dle parametrů uvedených v Tab. 4.14 lze konstatovat, že hodnota parametru a je -0,9777, a parametr b je nahrazen nulovou hodnotou z důvodu statistické nevýznamnosti. Tedy

rychlost přibližování k rovnovážné hodnotě je podproporcionální, na rozdíl od zbývajících ukazatelů. Hodnota parametru směrodatné odchylky je 0,0558.

Tab. 4.15 Statistická významnost odhadnutých parametrů

	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
$\hat{\alpha}$	0	-	-	-	-	-	-
$\hat{\beta}$	-0,97767	2,04523	-4,94726	0,05	0,000029	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

V Tab. 4.15 lze pozorovat, že absolutní hodnota t^{vyp} je větší než t^{krit} , a také hodnota P je menší než stanovená hladina významnosti, lze tedy konstatovat, že parametr $\hat{\beta}$ je statisticky významný.

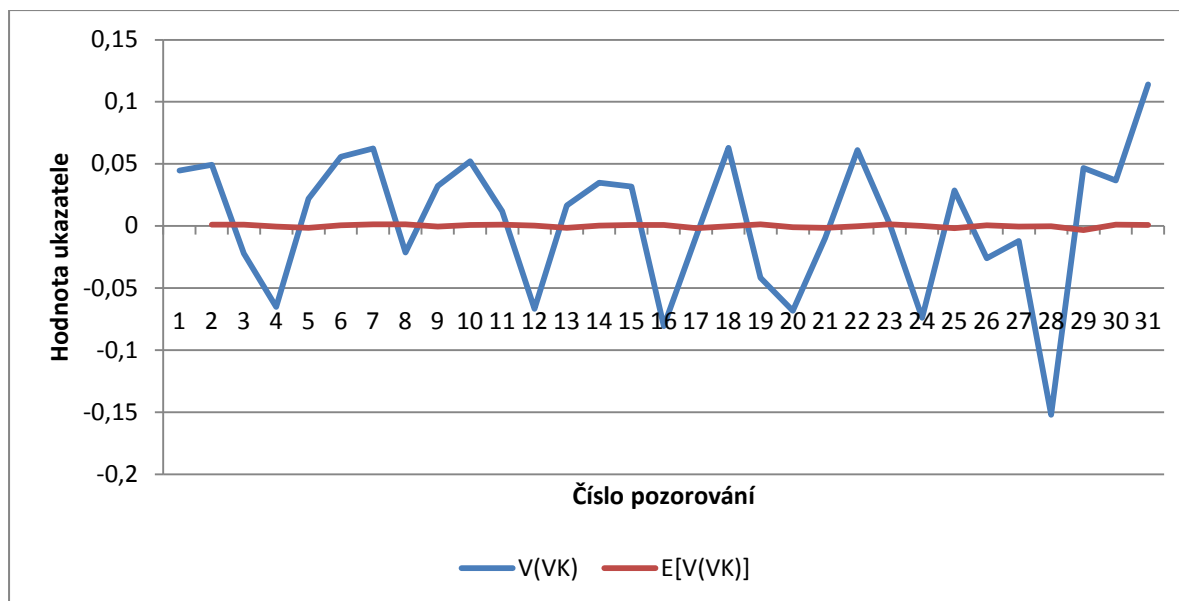
Tab. 4.16 Statistická významnost modelu

F^{krit}	F^{vyp}	α	Hodnota P	(P1)	(P2)
4,182964	24,47535	0,05	0,000032	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Vzhledem k tomu, že F^{vyp} je vyšší než F^{krit} , a zároveň platí, že hodnota P je menší než stanovená hladina významnosti, pak lze říci, že pomocí obou rozhodovacích pravidel se na stanovené hladině významnosti zamítá nulová hypotéza o nevýznamnosti modelu jako celku.

V následujícím Graf 4.5 jsou zobrazeny empiricky zjištěné a také odhadnuté hodnoty výnosu vlastního kapitálu.

Graf 4.5 Skutečná a odhadovaná hodnota ukazatele V(VK)



4.2 Vzájemná závislost mezi rezidui ukazatelů

Po odhadu parametrů jednotlivých modelů lze zjistit náhodnou složku, což je složka, která je rozdílem mezi skutečnou hodnotou a očekávanou hodnotou. Při výpočtu hodnot náhodných složek modelů je vycházeno ze vzorců (2.40) pro aritmetický Vašíčkův model, resp. (2.42) pro Schwartzův model. Mezi náhodnými složkami jednotlivých modelů může, či nemusí existovat statistická závislost. Pro zjištění zda statistická závislost existuje, a také pro vyčíslení této statistické závislosti lze použít korelaci či kovarianci. V této práci je využito kovariance. Tuto statistickou závislost je pak nutno zohlednit při simulaci, což je provedeno pomocí Choleského algoritmu. Nicméně pro interpretaci závislosti je využita korelační matice, ve které mohou závislosti nabývat hodnot od -1 do 1. Koeficienty této matice jsou zjištěny pomocí modulu *Korelace* v MS Excel. Potřebná data jsou vypočtené hodnoty reziduí jednotlivých modelů, jež jsou uvedeny v Příloze č. 3.

Tab. 4.17 Korelační matice reziduí

	EAT/T	T/DNM	V(DNM/VK)	V(Re)	V(VK)
EAT/T	1				
T/DNM	-0,5233	1			
V(DNM/VK)	0,089302	0,066449	1		
V(Re)	0,030673	-0,08804	-0,08598	1	
V(VK)	0,403352	-0,45146	-0,70869	-0,02427	1

V Tab. 4.17 lze pozorovat, že nejvyšší statistická závislost je mezi výnosem vlastního kapitálu a výnosem ukazatele DNM/VK, kdy tato závislost je negativní a dosahuje hodnoty -0,71. Naopak nejvyšší pozitivní závislost je mezi výnosem vlastního kapitálu a ukazatelem rentability tržeb, kde je hodnota této závislosti 0,4. V tabulce lze pozorovat ještě dvě výrazné statistické závislosti, a sice mezi ukazatelem T/DNM a rentabilitou tržeb o hodnotě -0,52, a také závislost mezi výnosem vlastního kapitálu a ukazatelem T/DNM ve výši -0,45.

4.2.1 Choleského matice

Jak již bylo zmíněno, je nutno zjistit statistickou závislost mezi rezidui jednotlivých modelů, tuto statistickou závislost lze popsat pomocí kovarianční matice, kdy praktické zjištění je provedeno pomocí modulu *Kovariance* v MS Excel.

Tab. 4.18 Kovarianční matice reziduí

	EAT/T	T/DNM	V(DNM/VK)	V(Re)	V(VK)
EAT/T	0,000932	-0,00125	0,000179	0,000108	0,000687
T/DNM	-0,00125	0,006082	0,000339	-0,00079	-0,00196
V(DNM/VK)	0,000179	0,000339	0,004291	-0,00065	-0,00259
V(Re)	0,000108	-0,00079	-0,00065	0,013313	-0,00016
V(VK)	0,000687	-0,00196	-0,00259	-0,00016	0,00311

V Tab. 4.18 jsou obsažené hodnoty kovariance mezi jednotlivými rezidui, na diagonále pak hodnoty rozptylu jednotlivých náhodných složek, tato matice je využita k výpočtu

Choleského matice, kdy postup sestavení Choleského matice je uveden v podpodkapitole 2.8.3 či lze využít doplňků MS Excel nebo online kalkulátoru³.

Tab. 4.19 Choleského matice

	EAT/T	T/DNM	V(DNM/VK)	V(Re)	V(VK)
EAT/T	0,030527	-0,04081	0,00585	0,003539	0,022494
T/DNM	0	0,066456	0,0087	-0,00975	-0,01573
V(DNM/VK)	0	0	0,064662	-0,00906	-0,03996
V(R _E)	0	0	0	0,114556	-0,00656
V(VK)	0	0	0	0	0,026778

V Tab. 4.19 je uvedena horní trojúhelníková Choleského matice, která je využita pro zohlednění statistické závislosti mezi rezidui při simulaci dílčích ukazatelů.

4.3 Rovnice dílčích ukazatelů

V podkapitole 4.1 byl proveden statistický odhad parametrů modelů, s těmito parametry je možné vyjádřit rovnice ukazatelů dle aritmetického Vašíčkova modelu a Schwartzova modelu pro náhodný vývoj ukazatelů. Jednotlivé parametry zjištěné statistickým odhadem jsou uvedeny v následující Tab. 4.20, kdy parametr Δt je roven 1, neboť je vycházeno ze čtvrtletních dat, a predikovány jsou čtvrtletní hodnoty ukazatelů.

Tab. 4.20 Parametry modelů

	a	b	σ	Δt	Model
EAT/T	1,068054	0,033361	0,030048	1	AVM
T/DNM	1,107774	-0,04235	0,077266	1	GSM
V(DNM/VK)	1,206564	0	0,065567	1	AVM
V(R _E)	1,045064	0	0,117084	1	AVM
V(VK)	0,977671	0	0,05582	1	AVM

³ *Cholesky decomposition calculator* [online]. [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: <http://calculator.vhex.net/calculator/linear-algebra/cholesky-decomposition>

Vývoj ukazatele rentability tržeb je popsán pomocí aritmetického Vašíčkova modelu, kdy rovnici pro ukazatel EAT/T lze zapsat jako:

$$\left(\frac{EAT}{T}\right)_t = \left(\frac{EAT}{T}\right)_{t-1} + 1,068054 \cdot \left[0,033361 - \left(\frac{EAT}{T}\right)_{t-1}\right] + 0,030048 \cdot \tilde{z}. \quad (4.3)$$

Vývoj ukazatele T/DNM lze popsat pomocí Schwartzova modelu pro geometrický proces jako:

$$\begin{aligned} \left(\frac{T}{DNM}\right)_t = & \left(\frac{T}{DNM}\right)_{t-1} + 1,107774 \cdot \left[-0,04235 - \ln\left(\frac{T}{DNM}\right)_{t-1}\right] \cdot \left(\frac{T}{DNM}\right)_{t-1} + \\ & + 0,077266 \cdot \left(\frac{T}{DNM}\right)_{t-1} \cdot \tilde{z}. \end{aligned} \quad (4.4)$$

Pro vývoj výnosu DNM/VK je použit aritmetický Vašíčkův model:

$$\left[V\left(\frac{DNM}{VK}\right)\right]_t = \left[V\left(\frac{DNM}{VK}\right)\right]_{t-1} + 1,206564 \cdot \left\{0 - \left[V\left(\frac{DNM}{VK}\right)\right]_{t-1}\right\} + 0,065567 \cdot \tilde{z}. \quad (4.5)$$

Obdobně pro vývoj výnosu vlastního kapitálu:

$$\left[V(R_E)\right]_t = \left[V(R_E)\right]_{t-1} + 1,045064 \cdot \left\{0 - \left[V(R_E)\right]_{t-1}\right\} + 0,117084 \cdot \tilde{z}. \quad (4.6)$$

Vývoj výnosu vlastního kapitálu je pak následující:

$$\left[V(VK)\right]_t = \left[V(VK)\right]_{t-1} + 0,977671 \cdot \left\{0 - \left[V(VK)\right]_{t-1}\right\} + 0,05582 \cdot \tilde{z}. \quad (4.7)$$

Pro samotnou simulaci je potřeba vyjádřit obecné simulační verze rovnic, pro aritmetický Vašíčkův model je vztah pro simulaci ukazatele následující:

$$x_t = x_{t-\Delta t} \cdot e^{-a \cdot \Delta t} + b \cdot (1 - e^{-a \cdot \Delta t}) + \sigma \cdot \sqrt{\frac{(1 - e^{-2 \cdot a \cdot \Delta t})}{(2 \cdot a)}} \cdot \sqrt{\Delta t} \cdot \varepsilon, \quad (4.8)$$

zatímco vztah pro simulaci ukazatele dle Schwartzova modelu je následující:

$$x_t = \exp\left\{\left[\ln(x_{t-\Delta t}) \cdot e^{-a \cdot \Delta t}\right] + \left\{b - \left(\frac{\sigma^2}{2 \cdot a}\right) \cdot (1 - e^{-a \cdot \Delta t})\right\} + \sigma \cdot \sqrt{\frac{(1 - e^{-2 \cdot a \cdot \Delta t})}{(2 \cdot a)}} \cdot \sqrt{\Delta t}\right\}. \quad (4.9)$$

Časová řada některých ukazatelů nebyla stacionární, tyto byly převedeny na výnos, a pro výnos byly odhadnuty parametry, k získání hodnoty vrcholového ukazatele EVA_{EQUITY} je proto nutné vyjádřit hodnoty samotných ukazatelů namísto výnosu. Toto je provedeno po nasimulování výnosů těchto ukazatelů podle následujícího vztahu:

$$U_t = U_{t-1} \cdot [1 + V(U_t)]. \quad (4.10)$$

4.4 Predikce EVA_{EQUITY} za předpokladu reziduí odpovídajících normálnímu rozdělení

Predikce ukazatele ekonomické přidané hodnoty je provedena pomocí simulace dílčích ukazatelů dle vzorce (4.1) pro 4 následující čtvrtletí, tedy pro rok 2016, kdy pro každé čtvrtletí a každý jednotlivý ukazatel je provedeno 10 000 simulací, přitom je využito Choleského algoritmu, aby byla zohledněna statistická závislost mezi rezidui jednotlivých ukazatelů. Ukazatele jsou simulovány za předpokladu normality reziduí, což je předpoklad, který se ve financích využívá velmi často.

4.4.1 Simulace EVA_{EQUITY} pro 1. čtvrtletí roku 2016

Pro generování scénářů při simulaci Monte Carlo je využito modulu *Generátor pseudonáhodných čísel* programu MS Excel. Takto je vygenerováno pět vektorů náhodných prvků, přičemž tyto prvky pocházejí z normovaného normálního rozdělení, a jsou vzájemně nezávislé. Pro zohlednění statistických závislostí mezi rezidui jednotlivých ukazatelů jsou tyto vektory pomocí funkce *SOUČIN.MATIC* v programu MS Excel vynásobeny Choleského maticí P , čímž je dosaženo zohlednění statistické závislosti, které bylo zjištěno v podkapitole 4.2, jelikož Choleského matice vypočtená z kovarianční matice v sobě již zahrnuje směrodatnou odchylku, nebude tato znovu zohledněna při simulacích ukazatelů. Za účelem propočtu jednotlivých modelů dle vztahů (4.8) a (4.9), pak stačí zjistit výchozí hodnoty, těmito hodnotami jsou již vypočtené hodnoty jednotlivých ukazatelů za poslední čtvrtletí roku 2015. Tyto hodnoty jsou v následující Tab. 4.21.

Tab. 4.21 Výchozí hodnoty

Ukazatel	Výchozí hodnota
EAT/T	0,086957
T/DNM	0,928857
V(DNM/VK)	-0,06452
V(R_E)	-0,03391
V(VK)	0,113956
DNM/VK	0,881963
R_E	0,019231
VK	482,9

S využitím hodnot z Tab. 4.21 bylo nasimulováno 10 000 scénářů náhodného vývoje jednotlivých ukazatelů, dle vzorce (4.1) byla propočtena hodnota vrcholového ukazatele pro každý scénář, a tedy bylo získáno 10 000 scénářů pro hodnotu ukazatele EVA_{EQUITY} .

Tab. 4.22 Statistické charakteristiky souboru hodnot ukazatele EVA pro 1. čtvrtletí 2016 (v mil. EUR)

	Q1 2016
$MIN(EVA_{EQUITY})$	-16,757
$MAX(EVA_{EQUITY})$	39,7495
$E(EVA_{EQUITY})$	11,58405
$\sigma(EVA_{EQUITY})$	7,829932
$VaR_{1\%}(EVA_{EQUITY})$	7,042845
$VaR_{5\%}(EVA_{EQUITY})$	1,351154
$VaR_{10\%}(EVA_{EQUITY})$	-1,57417

V Tab. 4.22 lze pozorovat statistické charakteristiky souboru hodnot získaného simulací ukazatele EVA_{EQUITY} pro první čtvrtletí roku 2016. Nejmenší simulovaná hodnota je ve výši -16,757 mil. EUR, naopak maximum je ve výši 39,7495 mil. EUR. Střední hodnota souboru odpovídá 11,58405 mil. EUR, kdy popis rozdělení pravděpodobnosti je doplněn směrodatnou odchylkou ve výši 7,829932 mil. EUR. Hodnoty Value at Risk lze interpretovat tak, že s pravděpodobností 1 % bude predikovaná ztráta větší nebo rovna částce 7,042845 mil. EUR, alternativně lze vyjádřit výrok tak, že je tato hodnota informací, že s 1% pravděpodobností bude zisk (EVA_{EQUITY}) menší než -7,042845 mil. EUR. Obdobně pak lze interpretovat VaR pro 5% a 10% hladinu významnosti.

Pro rozdělení pravděpodobnosti simulovaného ukazatele EVA_{EQUITY} je využito funkce *Četnosti* v programu MS Excel, kdy je nutno nejdříve soubor hodnot rozdělit do tříd, pro rozdělení do tříd je zjištěno minimum a maximum daného souboru, jsou určeny ekvidistantní intervaly pomocí vztahu:

$$Ekvidistantní\ interval = \frac{MAX(x_i) - MIN(x_i)}{k}, \quad (4.11)$$

kde k je zvolený počet tříd. Po určení velikosti ekvidistantního intervalu lze soubor hodnot rozdělit do tříd, a pomocí funkce *Četnosti* je přiřazen každé třídě počet hodnot. Bylo určeno,

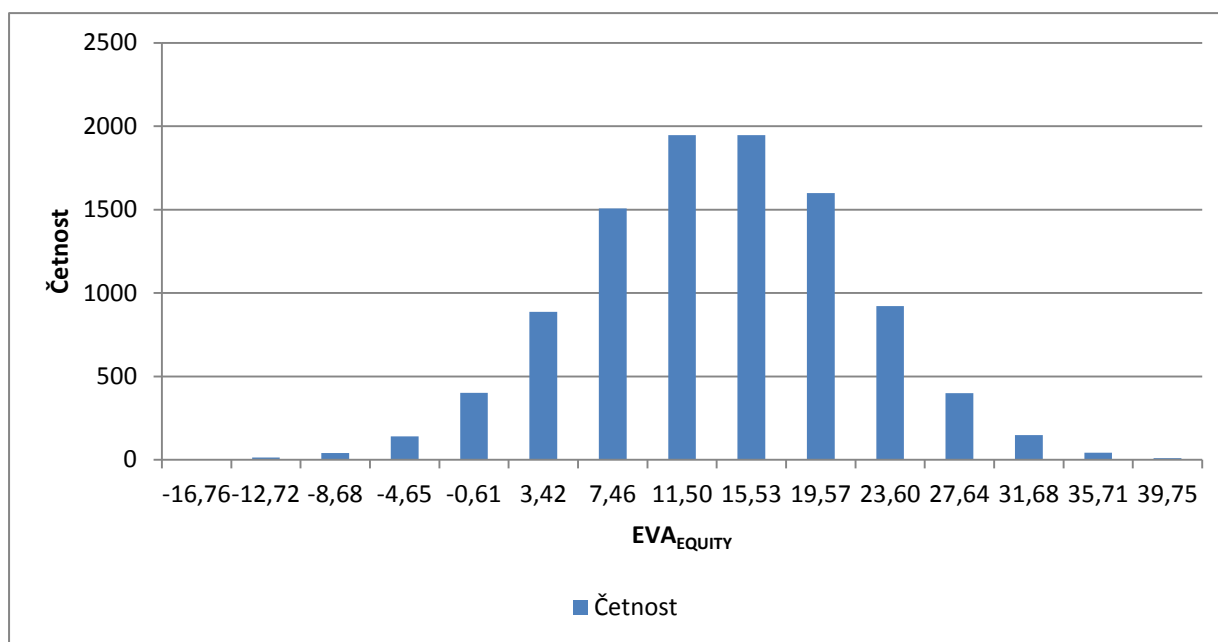
že bude vytvořeno 15 tříd, přičemž zjištěné rozdělení pravděpodobnosti je v následující Tab. 4.23.

Tab. 4.23 Rozdělení pravděpodobnosti simulovaných hodnot EVA_{EQUITY} pro 1. Q 2016

EVA (v mil. EUR)	Četnost	Pravděpodobnost
-16,757	1	0,01%
-12,7209	14	0,14%
-8,68467	40	0,40%
-4,64849	140	1,40%
-0,61231	402	4,02%
3,423868	887	8,87%
7,460049	1506	15,06%
11,49623	1946	19,46%
15,53241	1946	19,46%
19,56859	1598	15,98%
23,60477	922	9,22%
27,64095	400	4,00%
31,67714	147	1,47%
35,71332	42	0,42%
39,7495	9	0,09%
Ekvidistantní interval	4,036181 mil. EUR	

Z Tab. 4.23 je zřejmé, že ekvidistantní interval pro 15 tříd je o hodnotě 4,036181 mil. EUR. Nejvyšší pravděpodobnost výskytu hodnot je v intervalu 7,460049 až 15,53241 mil. EUR resp. v intervalu 15,53241 až 19,56859 mil. EUR, kde výše pravděpodobnosti je 19,46 %. Pro názornost je rozdělení pravděpodobnosti zobrazeno v následujícím Graf 4.6.

Graf 4.6 Rozdělení pravděpodobnosti EVA_{EQUITY} pro 1. čtvrtletí roku 2016



4.4.2 Simulace EVA_{EQUITY} pro 2. – 4. čtvrtletí roku 2016

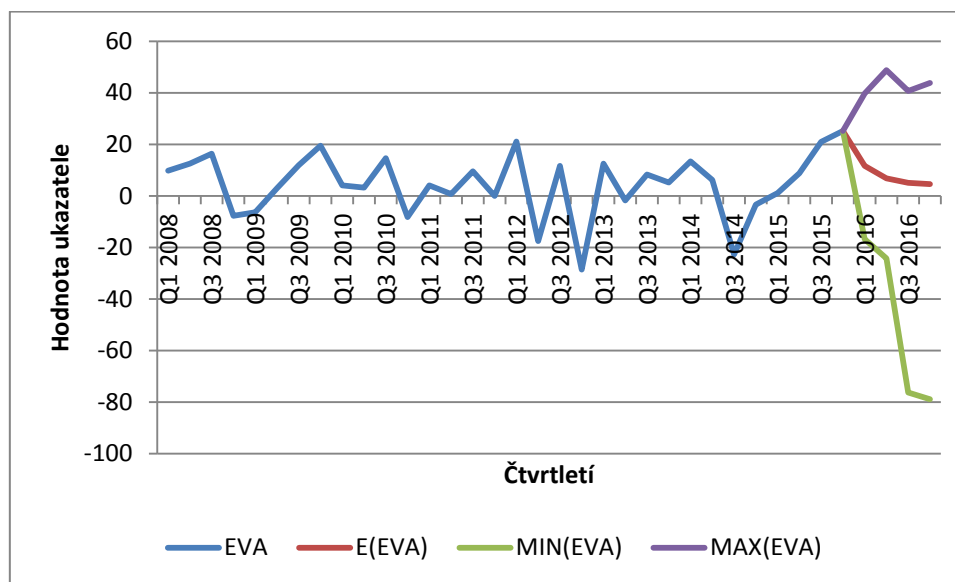
Postup simulace je pro následující tři období stejný jako pro první období s tím rozdílem, že nejsou známa skutečná historická data, a proto nejsou hodnoty simulovány z výchozích dat, ale z hodnot jednotlivých ukazatelů dle jednotlivých scénářů v předchozím období. Tedy opět byly vygenerovány nezávislé vektory reziduí, upraveny Choleského maticí o vzájemné závislosti, a pomocí těchto závislých reziduí byly nasimulovány scénáře v dalším období. Ze získaných hodnot jednotlivých ukazatelů je spočtena hodnota vrcholového ukazatele EVA_{EQUITY} . Pro popis souboru hodnot, je využito stejných charakteristik jako u předchozího souboru hodnot, tedy střední hodnoty, směrodatné odchylky a VaR.

Tab. 4.24 Statistické charakteristiky souborů hodnot ukazatele EVA_{EQUITY} pro Q2-Q4 2016 (v mil. EUR)

	Q2 2016	Q3 2016	Q4 2016
$MIN(EVA_{EQUITY})$	-24,3063	-76,2331	-78,944699
$MAX(EVA_{EQUITY})$	48,73803	40,66221	43,8114924
$E(EVA_{EQUITY})$	6,851473	5,106905	4,58982152
$\sigma(EVA_{EQUITY})$	8,52253	8,857935	8,91113017
$VaR_{1\%}(EVA_{EQUITY})$	12,61403	15,46534	15,546422
$VaR_{5\%}(EVA_{EQUITY})$	6,763241	9,351858	9,844076
$VaR_{10\%}(EVA_{EQUITY})$	4,102144	6,060411	6,58556

V Tab. 4.24 lze pozorovat, že pro období 2. čtvrtletí až 4. čtvrtletí roku 2016 je predikován pokles minimálních hodnot souboru, a tento trend je patrný také u predikované střední hodnoty souboru, u predikované hodnoty VaR, pro druhé čtvrtletí pak lze tvrdit, že s 99% pravděpodobností bude EVA_{EQUITY} vyšší než -12,61403 mil. EUR, pro třetí a čtvrté čtvrtletí lze to samé tvrdit pro hodnoty -15,46534 mil. EUR resp. -15,546422 mil. EUR.

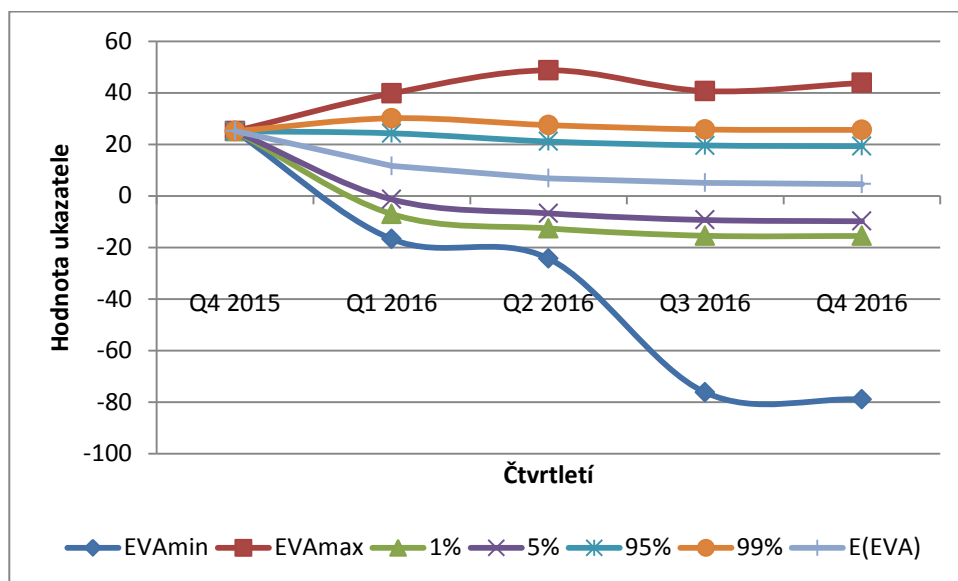
Graf 4.7 Vývoj ukazatele EVA_{EQUITY} v letech 2008 - 2015 včetně predikce roku 2016



V Graf 4.7 lze pozorovat skutečný historický vývoj vypočteného ukazatele EVA_{EQUITY} v letech 2008 – 2015 s kvartální periodicitou dat. V období prvního až čtvrtého čtvrtletí roku 2016 se pak jedná o predikci ukazatele, kdy ve vývoji lze pozorovat mean-reversion proces,

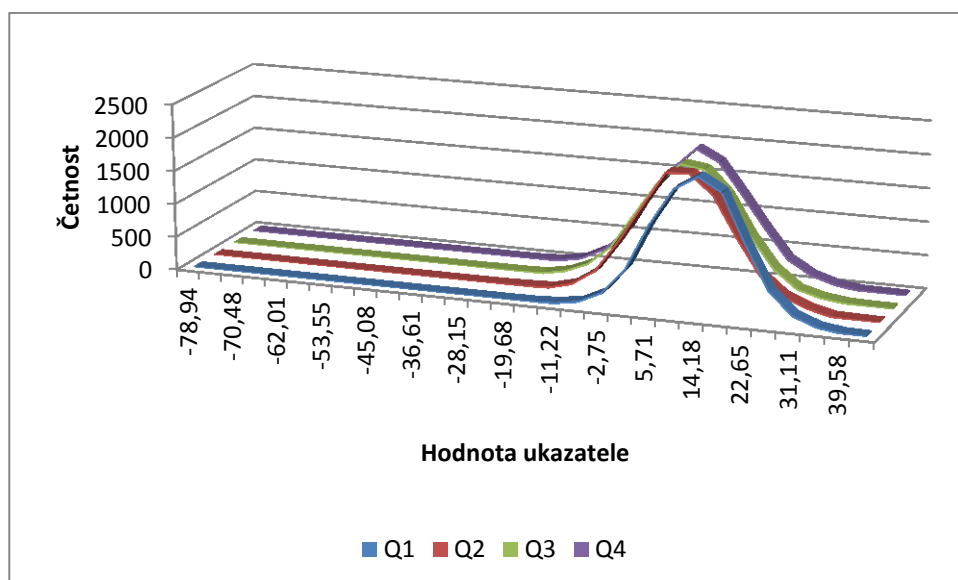
kteřý je v predikci patrný, neboť v posledním čtvrtletí roku 2015 došlo k velkému nárůstu hodnoty ukazatele, a v predikci je patrný jeho návrat ke střední hodnotě.

Graf 4.8 Hranice rozdělení pravděpodobnosti ukazatele pro predikovaný rok 2016



V Graf 4.8 jsou pro lepší názornost uvedeny charakteristiky rozdělení pravděpodobnosti predikovaného ukazatele. Lze říci, že dochází k velkému poklesu minimální predikované hodnoty ukazatele, avšak při pohledu na kvantilové charakteristiky rozdělení, v tomto případě zejména na 1% kvantil je vidět, že se jedná o extrémní hodnotu, a hodnoty, jejichž pravděpodobnost výskytu je vyšší než 1 %, jsou v celém predikovaném intervalu nad hranicí – 20 mil. EUR, a nedochází tedy k tak výraznému poklesu, jaký by se dal očekávat dle minimálních hodnot.

Graf 4.9 Rozdělení pravděpodobnosti predikovaného ukazatele EVA_{EQUITY}



Dle četností v Graf 4.9 lze potvrdit, že pro hodnoty, jejichž pravděpodobnost výskytu je vyšší než 1 % nedochází k výraznému poklesu predikovaných hodnot ukazatele. V tomto grafu lze pozorovat rozdělení pravděpodobností v jednotlivých obdobích, a je tak vidět, že dochází k mírnému poklesu střední hodnoty predikovaného ukazatele. Přesné predikované hodnoty charakteristik jednotlivých čtvrtletí jsou již zmíněné v Tab. 4.22 a Tab. 4.24.

4.5 Simulace EVA_{EQUITY} za předpokladu reziduí odpovídajících Studentovu rozdělení

Obecně se ve financích, ale i statistice velmi často předpokládá, že náhodné veličiny odpovídají normálnímu rozdělení. Empirická zkoumání jsou však důkazem, že tomu tak zdaleka ne vždy je viz Fama (1965). Zvláště ve financích se pak hovoří o tzv. těžkých koncích, což znamená, že oproti normálnímu rozdělení je dosahováno vyšších četností v hodnotách, které lze označit jako odlehlé či extrémní. Jednou z možností popisu rozdělení pravděpodobnosti, které má oproti normálnímu rozdělení tyto těžké konce, je Studentovo rozdělení pravděpodobnosti, o kterém lze také říci, že je symetrické jako normální rozdělení.

Studentovo rozdělení má oproti normálnímu rozdělení navíc jeden parametr určující rozdělení pravděpodobnosti, tímto parametrem jsou stupně volnosti, a pomocí tohoto parametru je určena špičatost rozdělení pravděpodobnosti, potažmo četnost odlehlých hodnot.

Pro odhad tohoto parametru je nicméně k dispozici málo hodnot, při testování vybraných rozdělení dle Kolmogorova-Smirnovova testu na hladině významnosti 5 % nelze zamítnout nulovou hypotézu pro více druhů rozdělení, při testování Studentova rozdělení s několika stupni volnosti bylo zjištěno, že nejlepších výsledků z testovaných bylo dosaženo pro šest stupňů volnosti, což je hodnota, která je ve finančním modelování leckdy využívána, viz např. Luciano a Marena (2002).

Tab. 4.25 Vypočtené hodnoty Kolmogorova-Smirnovova testu pro zjištěná rezidua jednotlivých ukazatelů

	EAT/T	T/DNM	DNM/VK	R_E	VK
$D_{\text{NORMÁLNÍ}}$	0,086249	0,096636	0,16817	0,151177	0,124305
$D_{\text{STUDENT}(6)}$	0,08967	0,093278	0,166748	0,152443	0,125717
$KS_{\alpha=5\%}^{\text{krit}}$	0,240				

V Tab. 4.25 lze pozorovat vypočtené hodnoty pro potřeby Kolmogorova-Smirnovova testu pro jednotlivá rozdělení, kritická hodnota byla zjištěna z tabulky kritických hodnot pro

Kolmogorův-Smirnovův test⁴. V Příloze č. 4 jsou uvedeny četnosti jednotlivých reziduí společně s křivkou normálního rozdělení. Hodnoty odchylek empirické distribuční funkce od jednotlivých teoretických distribučních funkcí se příliš neliší, nelze ani konstatovat, že by pro jedno rozdělení byly tyto odchylky pro všechny ukazatele nižší či vyšší.

Při simulování z eliptických kopula funkcí lze pro popis závislostí marginálních distribučních funkcí využít korelační či kovarianční matice. Pro simulaci vrcholového ukazatele EVA_{EQUITY} prostřednictvím simulace jednotlivých dílčích ukazatelů, které pocházejí ze Studentova rozdělení pak lze využít i normální kopula funkci viz vzorec (2.57), neboť pomocí kopula funkcí je možné simulovat různá rozdělení pravděpodobnosti. Dle Alexander (2008) lze u eliptických kopula funkcí zohlednit závislost pomocí Choleského matice, která je vypočtena z kovarianční matice reziduí. Po upravení závislostí reziduí lze následně vypočítat hodnoty ukazatelů pro jednotlivé scénáře, z těchto je pak získána hodnota vrcholového ukazatele v každém scénáři.

Aby bylo možné aplikovat tento postup, je nutné vygenerovat rezidua ze Studentova rozdělení, vzhledem k tomu, že MS Excel tuto možnost nenabízí je potřeba aplikovat metodu inverzní transformace. Obecně se jedná o přiřazení hodnoty odpovídající zvolenému rozdělení pravděpodobnosti k určené hladině kumulativní pravděpodobnosti. Vzhledem k tomu, že distribuční funkce je neklesající funkce na intervalu od 0 do 1, tak lze pro generování prvků využít rovnoměrné rozdělení, které má obdobné vlastnosti. Z takto vygenerovaných prvků pak pomocí funkce $T.INV$ pro každý jeden vygenerovaný prvek z rovnoměrného rozdělení s parametrem 6, určujícím počet stupňů volnosti získáme náhodné nezávislé prvky ze Studentova rozdělení se 6 stupni volnosti, a tyto pak můžeme upravit pomocí Choleského matice na závislé vektory náhodných prvků. Postup simulace je obdobný jako s rezidui z normálního rozdělení, tedy pro první období se vychází z posledních skutečně známých historických hodnot a pro další období jsou využity hodnoty z jednotlivých scénářů, proto je následně provedeno hodnocení všech čtyřech predikovaných období najednou.

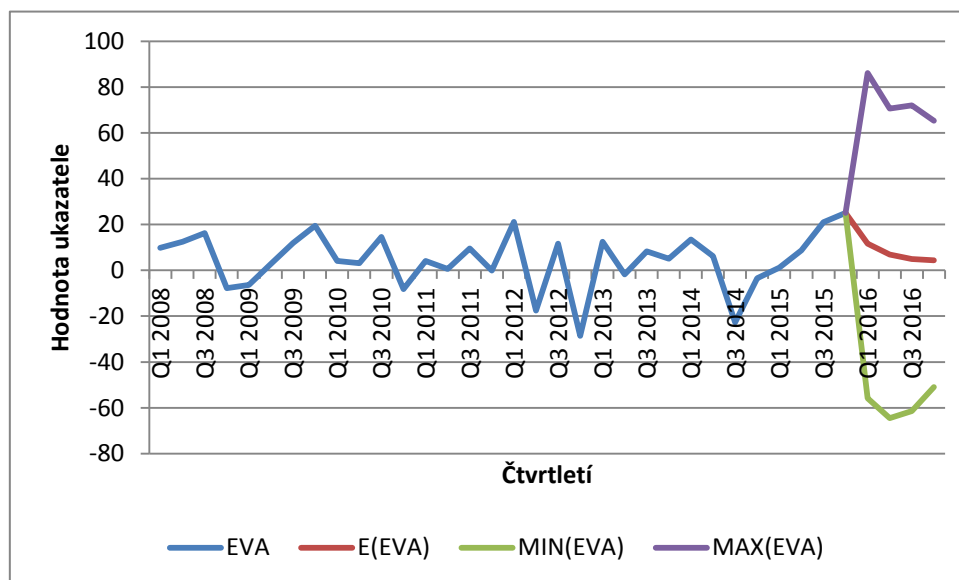
⁴ Kolmogorov-Smirnov Test [online]. [cit. 2016-04-19]. Dostupné z: http://www.cas.usf.edu/~cconnor/colima/Kolmogorov_Smirnov.htm

Tab. 4.26 Statistické charakteristiky souborů hodnot ukazatele EVA_{EQUITY} pro Q1-Q4 2016 (v mil. EUR)

	Q1 2016	Q2 2016	Q3 2016	Q4 2016
$MIN(EVA_{EQUITY})$	-55,78346	-64,45229	-61,414366	-50,905272
$MAX(EVA_{EQUITY})$	86,042641	70,623638	71,968728	65,3096437
$E(EVA_{EQUITY})$	11,585285	6,93151	4,968663	4,37375409
$\sigma(EVA_{EQUITY})$	9,490941	10,479641	10,851878	10,6079714
$Var_{1\%}(EVA_{EQUITY})$	12,449565	19,402905	22,430813	22,015206
$Var_{5\%}(EVA_{EQUITY})$	3,670260	9,437877	11,996400	12,449499
$Var_{10\%}(EVA_{EQUITY})$	-0,35078	5,60386	7,82965	8,47292

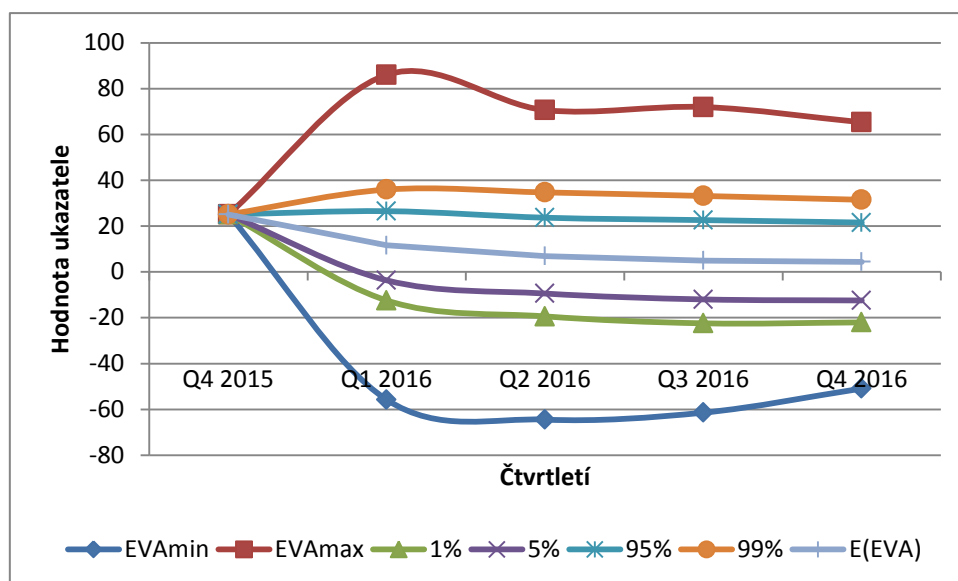
V Tab. 4.26 jsou uvedeny charakteristiky rozdělení pravděpodobnosti predikovaného ukazatele EVA_{EQUITY} pro celý rok 2016. Lze pozorovat, že vývoj střední hodnoty ukazatele v tomto období má klesající trend, opačný tedy rostoucí trend je patrný ve vývoji hodnot VaR pro všechny sledované hladiny významnosti, což znamená, že pro stanovené hladiny významnosti roste potenciální predikovaná ztráta za dané období.

Graf 4.10 Vývoj ukazatele EVA_{EQUITY} v letech 2008 - 2015 včetně predikce roku 2016



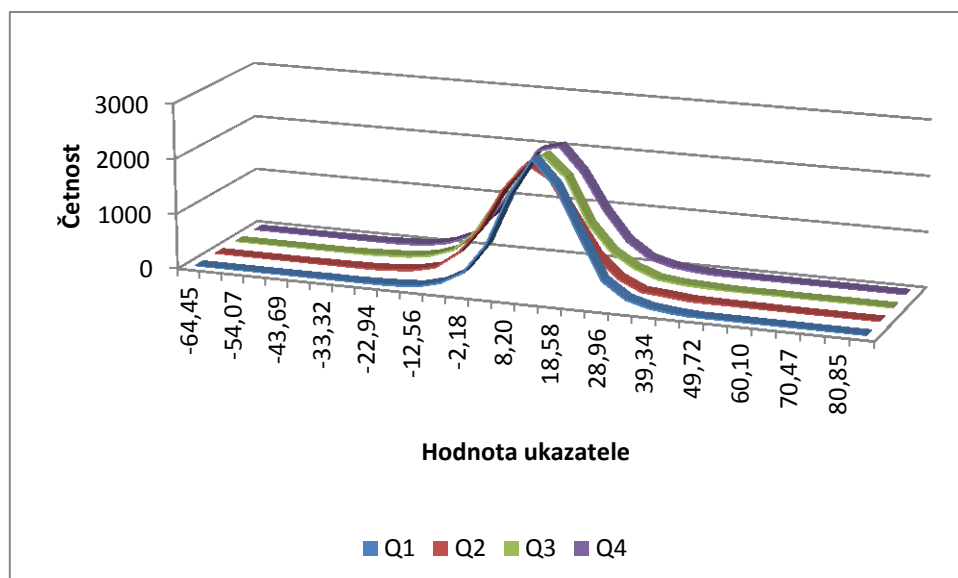
V Graf 4.10 lze pozorovat predikované hodnoty vrcholového ukazatele EVA_{EQUITY} získané simulací, kdy rezidua odpovídají Studentovu rozdělení se šesti stupni volnosti. Střední hodnota souboru hodnot jak již bylo zmíněno výše, v predikovaném období klesá, a v grafu lze pozorovat i nejvyšší resp. nejvyšší predikované hodnoty pro rok 2016.

Graf 4.11 Hranice rozdělení pravděpodobnosti ukazatele pro predikovaný rok 2016



V Graf 4.11 jsou znázorněny kvantilové charakteristiky rozdělení pravděpodobnosti, lze pozorovat, že hranice tvořené 1% a 99%, stejně jako 5% a 95% kvantilem mírně klesají spolu se střední hodnotou, a vzdálenost mezi nimi se výrazněji nemění. Vývoj minimální a maximální predikované hodnoty v daném období mírně konverguje ke střední hodnotě, a oproti kvantilovým charakteristikám je zde patrná mírná volatilita.

Graf 4.12 Rozdělení pravděpodobnosti predikovaného ukazatele EVA_{EQUITY}



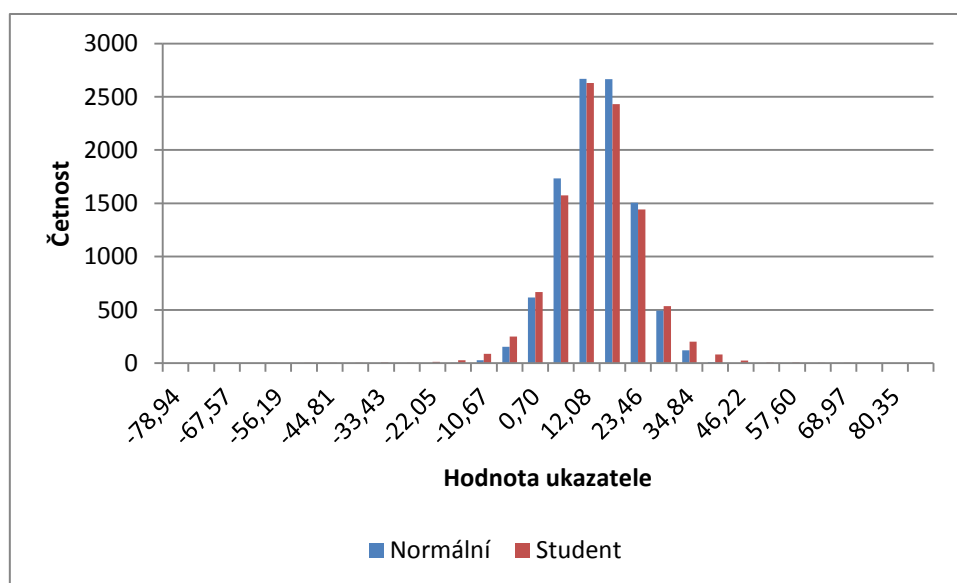
Četnosti zobrazené v Graf 4.21 mezi minimální a maximální hodnotou za celé období predikce jsou znázorněním rozdělení pravděpodobnosti predikovaného ukazatele

v jednotlivých kvartálech, přičemž lze pozorovat mírně klesající trend vývoje predikované střední hodnoty.

4.6 Srovnání predikce dle normálního a Studentova rozdělení

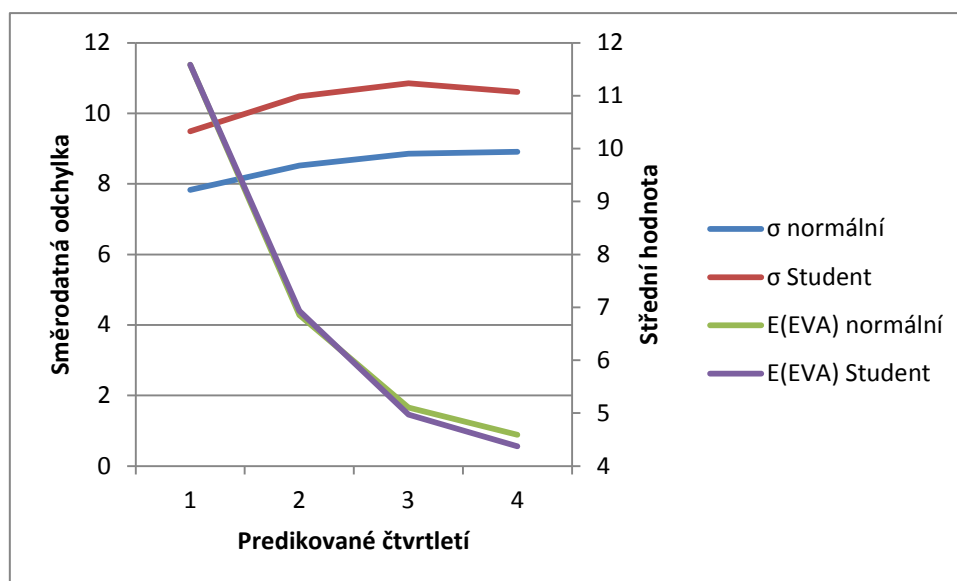
V předchozích podkapitolách byla provedena predikce vrcholového ukazatele EVA_{EQUITY} pro následující čtyři čtvrtletí, přičemž v podkapitole 4.5 bylo využito simulace Monte Carlo s rezidui pocházejícími z normálního rozdělení, a v podkapitole 4.6 bylo pro predikci využito rezidui pocházejících ze Studentova rozdělení se šesti stupni volnosti, aby simulace zohledňovala těžké konce, které jsou ve financích mnohdy přítomny.

Graf 4.13 Četnosti ukazatele EVA_{EQUITY} v 1. čtvrtletí 2016



V Graf 4.13 jsou znázorněny četnosti tříd podle rozdělení rezidui, dle předpokladů lze pozorovat rozdíl ve špičatosti obou rozdělení. Pro ilustraci problému je uvedeno první čtvrtletí, avšak obdobné rozdíly jsou přítomny také v ostatních čtvrtletích viz Příloha č. 5. V hodnotách ukazatele, který je simulován prostřednictvím rezidui odpovídajících Studentovu rozdělení, jsou patrné těžké konce. Četnost odlehlých a extrémních hodnot u normálního rozdělení je nižší, a oproti Studentovu rozdělení je dosahováno vyšších četností v třídách kolem střední hodnoty souboru. Právě těžké konce jsou důvodem, proč se nejen ve financích stále více upouští od normálního rozdělení pravděpodobnosti.

Graf 4.14 Charakteristiky rozdělení pravděpodobnosti pro rok 2016 (v mil. EUR)



V Graf 4.14 jsou uvedeny směrodatné odchylky a střední hodnoty souborů predikovaných hodnot. Zatímco odlišná rozdělení pravděpodobnosti nebyla téměř patrná u střední hodnoty, tak v hodnotách směrodatné odchylky obou souborů jsou patrné rozdíly, kdy lze vidět, že u simulace s využitím Studentova rozdělení pravděpodobnosti jsou hodnoty směrodatné odchylky vyšší, tedy je zde vyšší volatilita. Lze tedy říci, že při použití symetrických rozdělení pravděpodobnosti se střední hodnota nebude příliš lišit, co se však bude lišit je četnost výskytu odlehlých a extrémních hodnot, a tedy směrodatná odchylka či rozptyl souboru hodnot.

5 Závěr

V diplomové práci byla provedena a ověřena metodologie predikce ukazatele ekonomické přidané hodnoty pro následující čtyři čtvrtletí na bázi zúženého hodnotového rozpětí.

Ve druhé kapitole byl charakterizován ukazatel ekonomické přidané hodnoty, stejně jako metody potřebné k jejímu výpočtu. V kapitole je popsána také metodika pyramidového rozkladu sloužící k vyjádření vlivů dílčích ukazatelů na vrcholový ukazatel, v tomto případě na ekonomickou přidanou hodnotu.

Dále byly popsány stochastické procesy, zvláště pak kategorie mean-reversion procesů, u kterých byly uvedeny vybrané modely. Při stochastických procesech se pracuje s rozdělením pravděpodobnosti, kdy bylo charakterizováno normální a Studentovo rozdělení, včetně vztahů pro funkci hustoty pravděpodobnosti a distribuční funkci. Vzhledem k potřebě odhadu parametrů byly uvedeny statistické testy sloužící k statistické verifikaci jak jednotlivých parametrů, tak modelu, a samozřejmě také vztahy potřebné k samotnému odhadu.

Při simulování vývoje je potřeba zohlednit statistickou závislost náhodných prvků, proto byly popsány vztahy sloužící ke kvantifikaci této závislosti včetně Choleského algoritmu sloužícího k zohlednění této závislosti při simulaci Monte Carlo. Samotná simulace spočívá ve velkém počtu náhodných pokusů, prostřednictvím kterých jsou získány potřebné statistiky. Vývoj vrcholového ukazatele ekonomické přidané hodnoty nelze označit za vhodný k predikci, proto jsou predikovány distribuční funkce jednotlivých dílčích ukazatelů, ze kterých je získána sdružená distribuční funkce vrcholového ukazatele, pro popis vztahu mezi distribučními funkcemi je využito eliptických kopula funkcí dle rozdělení pravděpodobnosti jednotlivých ukazatelů.

Obsahem třetí kapitoly byla charakteristika zvolené společnosti, její finanční analýza prostřednictvím tradičních ukazatelů, za pomoci kterých byla zhodnocena finanční situace podniku, vývoj těchto ukazatelů se jeví pozitivně a nelze očekávat ukončení činnosti.

Následně byly spočteny náklady vlastního kapitálu dle historických dat, a pomocí nichž společně s dosaženým ziskem a výší vlastního kapitálu byla zjištěna výše ukazatele ekonomické přidané hodnoty za období 2008 až 2015 s čtvrtletní periodicitou. Na tyto zjištěné hodnoty byl aplikován pyramidový rozklad za účelem kvantifikace faktorů, které ovlivňují ukazatel ekonomické přidané hodnoty.

Ve čtvrté kapitole byly nejdříve odhadnuty parametry stochastických modelů, které jsou použity k simulování dílčích ukazatelů dle mean-reversion procesu. Kromě parametrů modelů jako dlouhodobá rovnováha a rychlost přibližování k ní, čímž jsou mean-reversion

procesy charakteristické, je nutné také kvantifikovat a v simulaci poté zohlednit statistickou závislost mezi rezidui jednotlivých modelů. Toto je zajištěno aplikací Choleského algoritmu na nezávisle generované vektory, čímž jsou získány závislé vektory.

Predikce je provedena pro náhodné prvky pocházející z normálního rozdělení, a také pro prvky odpovídající Studentovu rozdělení, kdy motivací bylo zohlednit těžké konce, které jsou v oblasti financí často diskutovány. Predikce pro obě rozdělení byla popsána dle statistických charakteristik jako minimální a maximální predikovaná hodnota, střední hodnota, kvantily rozdělení pravděpodobnosti a rovněž hodnota Value at Risk.

Dosažené hodnoty a rozdělení pravděpodobnosti dle obou rozdělení byly srovnány na konci čtvrté kapitoly. Bylo zjištěno, že predikované střední hodnoty obou souborů se téměř neliší, avšak při použití Studentova rozdělení je dosaženo vyšší směrodatné odchylky, neboť při tomto rozdělení je predikována vyšší četnost odlehlých a extrémních hodnot.

Lze konstatovat, že cíle stanoveného v úvodu bylo dosaženo, neboť byla ověřena možnost predikce ukazatele ekonomické přidané hodnoty na reálných datech podniku z odvětví IT. Při predikci byly využity mean-reversion modely dílčích ukazatelů, jejichž vývoj byl simulován metodou Monte Carlo. Nejprve byla predikce ověřena pro náhodné prvky pocházející z normálního rozdělení, což je běžně užívaný předpoklad, a následně byla predikce provedena pro prvky odpovídající Studentovu rozdělení se šesti stupni volnosti, kdy ve výsledném rozdělení pravděpodobnosti byly těžší konce, než při užití normálního rozdělení, což lépe odpovídá finančním datům. Při obou predikcích byl patrný návrat predikovaného ukazatele ke střední hodnotě, poněvadž v datech z posledního známého čtvrtletí byly zaznamenány vysoce nadprůměrné hodnoty predikovaného ukazatele.

Seznam použité literatury

Odborné knihy

- [1] ALEXANDER, Carol. *Quantitative Methods in Finance*. Chichester: Wiley, 2008. 320 s. ISBN 978-0-470-99800-7.
- [2] BRANDIMARTE, Paolo. *Handbook in Monte Carlo Simulation: Applications in Financial Engineering, Risk Management, and Economics*. Hoboken: Wiley, 2014. 688 s. ISBN 978-0-470-53111-2.
- [3] CHAN, Ngai Hang a Hoi Ying WONG. *Simulation techniques in financial risk management*. Hoboken: Wiley, 2006. 220 s. ISBN 0-471-46987-4.
- [4] CHERUBINI, Umberto. *Dynamic copula methods in finance*. Chichester: Wiley, 2012. 274 s. ISBN 978-0-470-68307-1.
- [5] DLUHOŠOVÁ, Dana a kol. *Finanční řízení a rozhodování podniku*. 3. vyd. Praha: Ekopress, 2010. 225 s. ISBN 978-80-86929-68-2.
- [6] DLUHOŠOVÁ, Dana a kol. *Nové přístupy a finanční nástroje ve finančním rozhodování*. Ostrava: VŠB – Technická univerzita Ostrava, 2004. 640 s. ISBN 80-248-0669-X.
- [7] HORAN, Stephen, Robert R JOHNSON a Thomas R ROBINSON. *Strategic value investing: practical techniques of value investors*. New York: McGraw-Hill Education, 2014. ISBN 978-0-07-178166-4.
- [8] VIEBIG, J., T. PODDIG and A. VARMAZ. *Equity valuation: models from leading investment banks*. Chichester: Wiley, 2008. ISBN 978-0-470-03149-0.
- [9] ZMEŠKAL, Zdeněk, Dana DLUHOŠOVÁ a Tomáš TICHÝ. *Finanční modely: koncepty, metody, aplikace*. 3., přeprac. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 267 s. ISBN 978-80-86929-91-0.

Článek v odborném časopise

- [10] FAMA, Eugene F. *The Behaviour of Stock Market Prices*. Journal of Business. 1965, Vol. 38, pp. 34-105.
- [11] KRESTA, Aleš. *Porovnání přesnosti modelování výnosů portfolia pro různá období na trhu*. Acta academica karviniensia. Slezská univerzita v Opavě, OPF Karviná, 2012, s. 101-114.

[12] LUCIANO, ELISA a Marina Marena. *Copulae as a New Tool in Financial. Modelling Operational Research. An International Journal*. Vol.2, No.2 (2002), pp.139-155 139.

[13] SKLAR, Abe 1959. *Fonctions de repartition à n dimensions et leursmarges*. Publ. Inst. Statist. Univ. Paris, 1959, roč. 8, s. 229-231.

Elektronické dokumenty a ostatní

[14] *Bank of Finland - Monetary Policy Strategy* [online]. [cit. 2016-04-07]. Dostupné z: http://www.suomenpankki.fi/en/rahopolitiikka/rahopolitiikan_strategia/Pages/default.aspx

[15] *Cholesky decomposition calculator* [online]. [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: <http://calculator.vhex.net/calculator/linear-algebra/cholesky-decomposition>

[16] *Historie* [online]. [cit. 2016-04-19]. Dostupné z: <https://www.tieto.cz/tieto-o-nas/historie-tieto-czech-republic>

[17] *History* [online]. [cit. 2016-04-05]. Dostupné z: <http://www.tieto.com/about-us/history-tieto>

[17] *Informace o Tieto* [online]. [cit. 2016-04-05]. Dostupné z: <http://www.tieto.cz/tieto-o-nas>

[18] *Kolmogorov-Smirnov Test* [online]. [cit. 2016-04-19]. Dostupné z: http://www.cas.usf.edu/~cconnor/colima/Kolmogorov_Smirnov.htm

[19] *Materiál k přednáškám předmětu Matematická statistika* [online]. [cit. 2016-04-01]. Dostupné z: http://www.karlin.mff.cuni.cz/~hudecova/education/archive11/download/chem_predn/predn_slides_05.pdf

[20] *Reports and presentations* [online]. [cit. 2016-03-12]. Dostupné z: <http://www.tieto.com/investors/reports-and-presentations>

Seznam použitých zkratek

A	aktiva
a	parametr rychlosti přibližování
b	parametr dlouhodobé rovnováhy
C	celkový kapitál
CAPM	model oceňování kapitálových aktiv
CFROI	rentabilita investic v peněžních tocích
CK	cizí kapitál
D	cizí kapitál
DDM	dividendový diskontní model
df	stupně volnosti
DIV	dividenda
DNM	dlouhodobý nehmotný majetek
dt	časový interval
dx	přírůstek hodnoty
E	vlastní kapitál
$E()$	střední hodnota, očekávaná hodnota
EAT	zisk po zdanění
EBIT	zisk před zdaněním a úroky
EBT	zisk před zdaněním
EUR	euro
EVA	ekonomická přidaná hodnota
EVA_{EQUITY}	ekonomická přidaná hodnota na bázi zúženého hodnotového rozpětí
F	distribuční funkce
F^{krit}	F-statistika kritická
F^{vyp}	F-statistika vypočtená

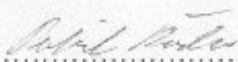
H_0	nulová hypotéza
H_A	alternativní hypotéza
IT	informační technologie
MS	Microsoft
MVA	tržní přidaná hodnota
n	počet pozorování
$N(0,1)$	normované normální rozdělení
NOPAT	provozní zisk po zdanění
NPV	čistá současná hodnota
P	Choleského dekompoziční matice
R_D	náklady cizího kapitálu
R_E	náklady vlastního kapitálu
R_F	bezriziková sazba
R_M	tržní výnos
ROA	rentabilita aktiv
ROE	rentabilita vlastního kapitálu
ROS	rentabilita tržeb
S	tržby
t^{krit}	t-statistika kritická
t^{vyp}	t-statistika vypočtená
$V()$	výnos
VaR	Value at Risk
VK	vlastní kapitál
WACC	vážený průměrný náklad kapitálu
α	hladina významnosti
σ	směrodatná odchylka
Δt	časový interval

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo; - beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 22. 4. 2016

.....


Bc. Patrik Raška

Seznam příloh

Příloha č. 1: Vstupní data

Příloha č. 2: Pyramidové rozklady ukazatele v letech 2012 – 2015

Příloha č. 3: Matice reziduí

Příloha č. 4: Histogramy reziduí

Příloha č. 5: Četnosti ukazatele EVA_{EQUITY} pro 2. – 4. čtvrtletí

Příloha č. 1: Vstupní data

Aktiva	Goodwill	Jiný nehmotný majetek	Dlouhodobý hmotný majetek	Ostatní dlouhodobý majetek	Pohledávky z obchodních vztahů a jiná běžná aktiva	Peníze a peněžní ekvivalenty	<u>Aktiva celkem</u>
Q1 2008	415,9	62,5	92,2	67,4	579,7	85	<u>1302,7</u>
Q2 2008	414,7	62,3	94,4	69	583,5	93,4	<u>1317,3</u>
Q3 2008	412,9	59,3	102,2	67,9	579,3	58,2	<u>1279,8</u>
Q4 2008	389,3	53,1	100,5	73,7	517,7	120,2	<u>1254,5</u>
Q1 2009	391,4	49,2	103,2	68,7	514,1	94,6	<u>1221,2</u>
Q2 2009	392,7	46,1	100,8	75,3	495,5	101,7	<u>1212,1</u>
Q3 2009	398,2	44,1	99	68,7	495	105,6	<u>1210,6</u>
Q4 2009	402	42,8	100,1	72,7	454,4	123,3	<u>1195,3</u>
Q1 2010	411,5	45	104,7	66,1	461,4	98,4	<u>1191,5</u>
Q2 2010	416,2	53,4	106,3	63,6	473,4	58,9	<u>1171,8</u>
Q3 2010	419,3	52,7	111,5	74,5	451,6	51,7	<u>1161,3</u>
Q4 2010	422,9	51,4	121,2	67,2	479,9	98	<u>1240,6</u>
Q1 2011	421,3	93,4	119,5	67,4	494,7	113,4	<u>1309,7</u>
Q2 2011	418	88,1	116	66,7	488,5	47,4	<u>1224,7</u>
Q3 2011	416,6	82,3	109,7	64,3	479,8	69,4	<u>1222,1</u>
Q4 2011	413,2	77,1	103,2	53,6	495,6	95,8	<u>1279,9</u>
Q1 2012	415,3	72,4	101,8	54	480,2	162,9	<u>1312,2</u>
Q2 2012	416,6	67,3	99,2	55,8	514,6	91,1	<u>1262,4</u>
Q3 2012	423,3	61,8	99,7	58,8	492,5	55,9	<u>1210,5</u>
Q4 2012	391,6	55,5	99,3	37,6	464,1	86,7	<u>1179,6</u>
Q1 2013	394,2	51,4	100,8	37	486,1	100,3	<u>1224,6</u>
Q2 2013	385	46,1	98,6	38,6	466,8	132,3	<u>1173,6</u>

Q3 2013	387	40,5	96,8	35,1	448,2	154,8	<u>1164,4</u>
Q4 2013	382,6	44,3	95	31,7	421,2	121,4	<u>1096,2</u>
Q1 2014	371,1	43,2	93,2	47,2	437,5	136,3	<u>1128,5</u>
Q2 2014	367,5	41,3	85,4	52	411,7	99,6	<u>1057,5</u>
Q3 2014	329,5	39,5	82,2	50,9	390,4	84,4	<u>976,9</u>
Q4 2014	323,7	32,8	82,2	54,2	378	160,6	<u>1031,5</u>
Q1 2015	327	32,3	80,4	50,8	394,7	184,8	<u>1070</u>
Q2 2015	327,5	30,4	78,3	49,6	393,3	112,2	<u>991,3</u>
Q3 2015	362,9	45,8	81,8	57,6	364,5	115,9	<u>1028,5</u>
Q4 2015	384,9	41	83	54,2	353,9	169,3	<u>1086,3</u>

Pasiva	Vlastní kapitál	Dlouhodobé závazky	Závazky z obchodních vztahů a jiné kr. závazky	Opravné položky	Krátkodobé úvěry	Pasiva celkem
Q1 2008	451,1	212,1	531,1	38,7	69,7	<u>1302,7</u>
Q2 2008	471,3	218,5	515,1	35,9	76,5	<u>1317,3</u>
Q3 2008	494,5	218,5	465,9	27,5	73,4	<u>1279,8</u>
Q4 2008	483,6	212,5	463,1	28,6	66,7	<u>1254,5</u>
Q1 2009	452,1	205,7	506,1	37,2	20,1	<u>1221,2</u>
Q2 2009	462	208,8	396,3	54,5	90,5	<u>1212,1</u>
Q3 2009	487,8	209,5	390	49,3	74	<u>1210,6</u>
Q4 2009	518,3	213,4	378,3	46,5	38,8	<u>1195,3</u>
Q1 2010	507,2	216,5	427,5	33,3	3,3	<u>1191,5</u>
Q2 2010	523,6	215,6	404,4	24,6	3,6	<u>1171,8</u>
Q3 2010	550,9	218,9	367,4	19,9	4,2	<u>1161,3</u>
Q4 2010	557,5	216,9	421,2	40,1	4,9	<u>1240,6</u>
Q1 2011	520,3	252,3	486,3	37,7	13,1	<u>1309,7</u>
Q2 2011	528,9	248,6	396,1	35,7	15,4	<u>1224,7</u>

Q3 2011	547,4	197,1	384,5	27,4	65,7	<u>1222,1</u>
Q4 2011	564,8	191,1	399,6	30,1	65,7	<u>1279,9</u>
Q1 2012	519,3	214	477,7	19,6	65,1	<u>1312,2</u>
Q2 2012	514,9	209,6	416	42,7	65,3	<u>1262,4</u>
Q3 2012	547,3	208,2	387,2	38,2	16,1	<u>1210,5</u>
Q4 2012	524,5	67,4	382,6	32,8	116,8	<u>1179,6</u>
Q1 2013	488,7	65,2	478,7	26,7	114,3	<u>1224,6</u>
Q2 2013	483,9	160,4	385,4	28,4	110,9	<u>1173,6</u>
Q3 2013	513,5	159,9	344,2	38,9	107,7	<u>1164,4</u>
Q4 2013	514,2	160,4	349,1	44,2	28,3	<u>1096,2</u>
Q1 2014	476,2	158,6	439,1	33,6	21	<u>1128,5</u>
Q2 2014	489,8	155,9	346,6	25,1	40,1	<u>1057,5</u>
Q3 2014	477	158,5	297,4	23,5	20,5	<u>976,9</u>
Q4 2014	471,2	165	352,2	31,3	11,8	<u>1031,5</u>
Q1 2015	399,5	163,7	461	36,7	9,1	<u>1070</u>
Q2 2015	418,2	159,9	352,3	33,4	27,5	<u>991,3</u>
Q3 2015	433,5	170,5	322,9	24,3	77,3	<u>1028,5</u>
Q4 2015	482,9	158	349,5	22,9	73	<u>1086,3</u>

VZZ	Tržby	Osobní náklady	Odpisy	Ostatní provozní náklady	EBIT	Úroky	EBT	Daň	EAT
Q1 2008	468,3	277	16,3	150,4	29,1	-2,9	26,2	-5,4	<u>20,8</u>
Q2 2008	480,1	273,1	16,3	161,1	31,3	-5,8	25,5	-5,1	<u>20,4</u>
Q3 2008	425,3	227,1	16,7	147,7	36	-3,5	32,5	-6,6	<u>25,9</u>
Q4 2008	492	278,8	16,8	172,8	26	-17	9	-4,8	<u>4,2</u>
Q1 2009	438	266,9	17,3	148,9	7,8	-2,8	5	-1,1	<u>3,9</u>
Q2 2009	444,8	265,8	19	149,6	17,5	-1,6	15,9	1,2	<u>17,1</u>
Q3 2009	382,9	210,7	16,9	129	29,1	0,9	30	-8,8	<u>21,2</u>

Q4 2009	440,6	243,3	17,5	146,1	38,4	-1,5	36,9	-6,5	<u>30,4</u>
Q1 2010	422,9	254,5	23	126,6	25,8	-1,1	24,7	-5,7	<u>19</u>
Q2 2010	431,5	255,8	18,2	138	22	-1,1	20,9	-6,7	<u>14,2</u>
Q3 2010	387,1	219,2	17,9	122,3	31,5	-3,4	28,1	0,1	<u>28,2</u>
Q4 2010	472,2	287,6	19,4	158,8	10,6	-0,7	9,9	-4,3	<u>5,6</u>
Q1 2011	461,6	265,3	22,9	149,8	25,3	-2	23,3	-8,1	<u>15,2</u>
Q2 2011	462,3	270,9	22,8	149,4	22	-1,4	20,6	-6,4	<u>14,2</u>
Q3 2011	414,5	223,7	22,1	139,5	30,8	-1,3	29,5	-5,4	<u>24,1</u>
Q4 2011	489,7	268,8	28,7	166,1	29	-2,1	26,9	-11,5	<u>15,4</u>
Q1 2012	467,1	274,3	21,2	129,5	59,1	-2,5	56,6	-7,6	<u>49</u>
Q2 2012	456,1	298,9	21	139,5	-0,2	-2,1	-2,3	-1,4	<u>-3,7</u>
Q3 2012	423,5	233,9	21,8	135,8	33,8	-0,5	33,3	-8,8	<u>24,5</u>
Q4 2012	478,6	281,9	55,1	149,4	-2,5	-1,2	-3,7	-9,5	<u>-13,2</u>
Q1 2013	444,8	259,2	21,2	134,3	32,6	-1,5	31,1	-7,2	<u>23,9</u>
Q2 2013	436,2	254,6	28,8	137,3	16,9	-1,7	15,2	-6,4	<u>8,8</u>
Q3 2013	373,3	205,9	19,2	123,4	28,1	-1,8	26,3	-4,6	<u>21,7</u>
Q4 2013	417	238,2	20,8	140,2	23	-1,6	21,4	-1,2	<u>20,2</u>
Q1 2014	387	217,4	15,4	121,3	37,8	-1,2	36,6	-8,2	<u>28,4</u>
Q2 2014	386,4	219,3	15,6	131,3	25,3	-1	24,3	-4	<u>20,3</u>
Q3 2014	346,2	182,8	55	113,9	-0,4	-1,4	-1,8	-7,5	<u>-9,3</u>
Q4 2014	402,9	226,5	18	150,2	16,5	-0,9	15,6	-1,9	<u>13,7</u>
Q1 2015	365,6	225,1	14,5	113,3	18,9	-1,7	17,2	-3,1	<u>14,1</u>
Q2 2015	363,8	212,2	14,4	115,2	27,9	-1,3	26,6	-4,4	<u>22,2</u>
Q3 2015	335,1	174,4	14	106,1	51,6	-1,9	49,7	-9,9	<u>39,8</u>
Q4 2015	395,6	216,6	13,7	119,6	57,3	-1	56,3	-11,4	<u>44,9</u>

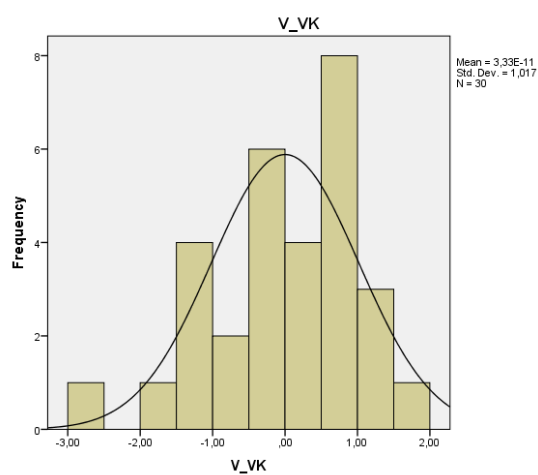
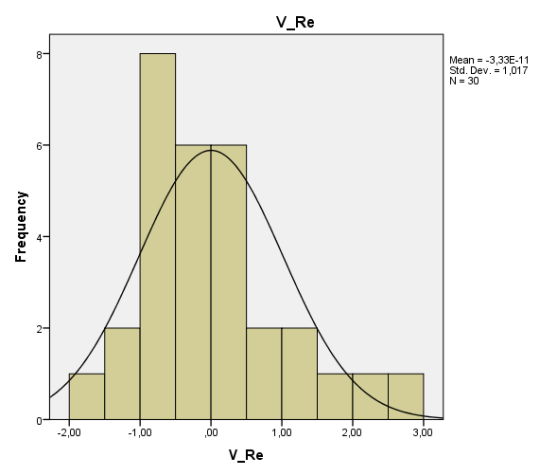
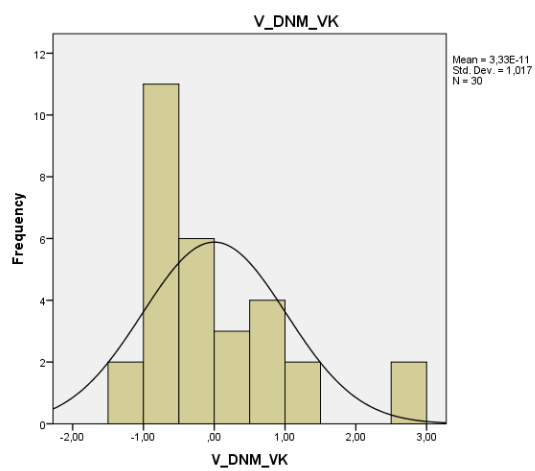
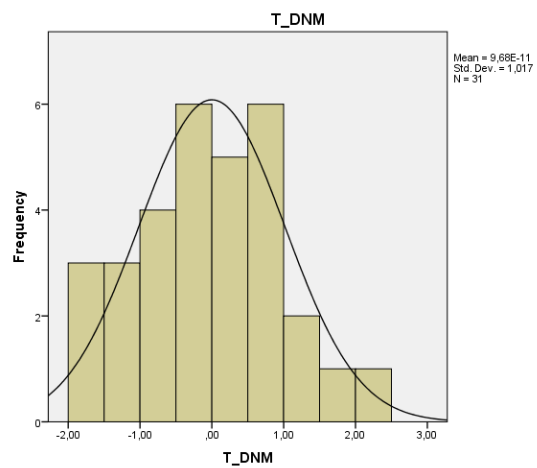
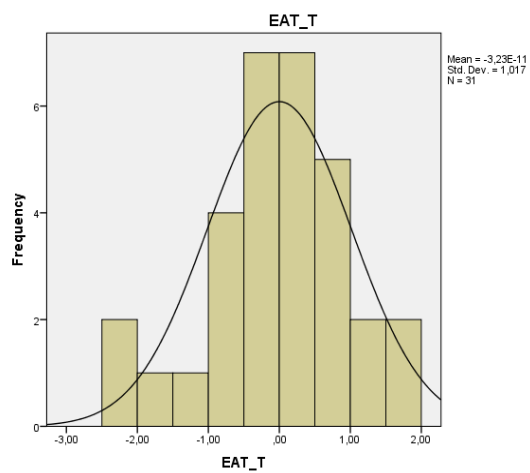
Příloha č. 2: Pyramidové rozklady ukazatele v letech 2012 – 2015

[illegible]

Příloha č. 3: Matice reziduí

EAT/T	T/DNM	V(DNM/VK)	V(R _E)	V(VK)
0,005688	0,0504			
0,022745	-0,05138	-0,06594	0,141075	0,048226
-0,02818	0,149324	-0,05366	0,324652	-0,02314
-0,0331	0,065077	0,056649	-0,16479	-0,06464
-0,01299	0,059699	-0,01193	-0,05894	0,023352
0,013953	-0,08516	-0,05059	-0,13916	0,055355
0,025969	0,027171	-0,06289	-0,09803	0,061279
-0,00329	-0,0281	0,037708	0,287469	-0,02281
-0,00659	-0,04252	0,006549	0,063119	0,032813
0,029247	-0,14176	-0,04543	0,091569	0,051417
-0,02838	0,033769	-0,01626	-0,02492	0,010816
-0,00618	-0,05692	0,161315	0,044501	-0,06699
-0,00898	-0,04948	0,000924	0,126077	0,018019
0,02033	-0,13137	-0,0543	0,169328	0,034609
-0,00641	0,036355	-0,05733	-0,05169	0,031006
0,034614	0,004491	0,072036	-0,06232	-0,08127
-0,04588	-0,01606	0,017594	-0,00166	-0,00667
0,016956	-0,08709	-0,05672	-0,03567	0,063114
-0,07064	0,107064	-0,05002	-0,0475	-0,04306
0,00985	0,058709	0,06175	-0,05798	-0,06733
-0,01539	0,058473	-0,00856	0,043916	-0,0083
0,014814	-0,07796	-0,07025	0,041003	0,061389
0,003695	0,013421	-0,0163	-0,02872	-2,7E-06
0,030383	-0,02226	0,047357	0,221111	-0,07393
0,011397	-0,01561	-0,03077	-0,09023	0,03021
-0,0697	-0,02165	-0,08154	-0,01347	-0,02677
-0,02152	0,169674	-0,03709	0,023187	-0,01158
-0,00961	0,093587	0,184197	-0,06624	-0,15189
0,013892	0,066285	-0,00945	0,036442	0,050206
0,055956	-0,13046	0,09163	-0,03935	0,03554
0,057337	-0,03293	-0,04352	-0,03576	0,113139

Příloha č. 4: Histogramy reziduí



Příloha č. 5: Četnosti ukazatele EVA_{EQUITY} pro 2. – 4. čtvrtletí

